



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



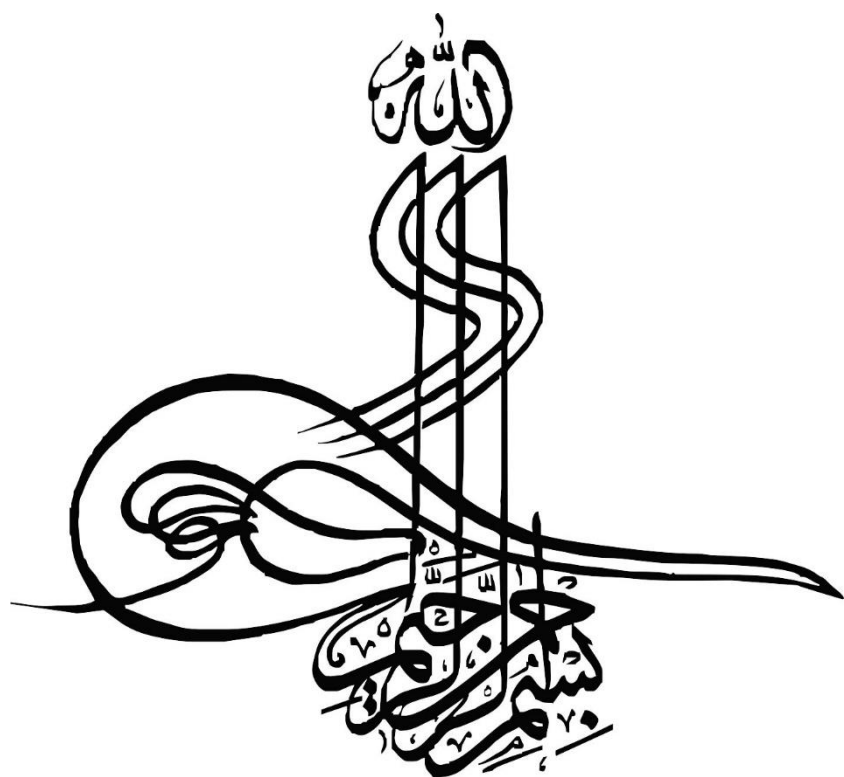
انجمن علمی تجارت الکترونیک ایران

فصلنامه علمی

پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)

سال بیست و چهارم - شماره سوم - پاییز ۱۴۰۳

- ◀ ریسک تغییرات اقلیمی، عملکرد تغییر اقلیم و ارزش افزوده بخش کشاورزی
رامین امانی، زانکو قربانی و زانا مظفری..... ۱-۳۰
- ◀ بررسی تأثیر بلاای طبیعی بر امنیت انرژی در ایران
پروین علی‌مرادی افشار، وحید عزیزی و سمیه فاتحی..... ۳۱-۶۰
- ◀ فراوانی منابع طبیعی و رابطه توسعه مالی - رشد اقتصادی در ایران: بررسی نقش بهره‌وری
مجید اقالی..... ۶۱-۹۶
- ◀ تحلیل اثر مورفولوژی شهری بر تقاضای حمل‌ونقل شهری با تأکید بر شکل شبکه معابر شهری (مطالعه موردی شهر اصفهان)
زهرا پوراحمد، بابک صفاری و شکوفه فرهنگند..... ۹۷-۱۲۲
- ◀ تحلیل عوامل رفتاری و غیررفتاری مؤثر بر قیمت مسکن و تورم در ایران
علی اکبر قلی‌زاده و شهلا صمدی‌پور..... ۱۲۳-۱۴۵
- ◀ بررسی تأثیر اشتغال در بخش خدمات بر نابرابری در آمدی در استان‌های ایران
مریم ریشه‌چی فیاض، محمدعلی فلاحتی و مهدی فیضی..... ۱۴۷-۱۶۸
- ◀ پیدایش مناطق اقتصادی بین المللی در راستای انسجام اقتصاد جهانی
مصطفی حیدری هراتمه..... ۱۶۹-۱۹۶
- ◀ کاربرد رهیافت مارکوف- سوئیچینگ در بررسی فرضیه‌های رشد واردات - تولید و رشد صادرات - تولید در ایران
فهمیده فتاحی، صمد حکمتی فرید و علی رضا زاده..... ۱۹۷-۲۲۸
- ◀ بررسی تأثیر لایه‌های نظام تأمین اجتماعی بر عدالت اقتصادی- اسلامی با تأکید بر تکافل
حمیدرضا خسرو شاهی، محمدرضا ناهیدی امیرخیز، محمدعلی متفکر آزاد و سید علی پایتختی اسکویی..... ۲۲۹-۲۵۴
- ◀ بررسی رابطه بیکاری با جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی
الهام نوبهار، سید کمال صادقی و هادی خیراللهی زکی..... ۲۵۵-۲۸۲
- ◀ تأثیر آستانه‌ای عوامل مؤثر بر نسبت چشم پوشی با تأکید بر بدهی دولت
سارا قبادی..... ۲۸۳-۳۱۲
- ◀ ارزیابی نقش مالیات توبین در واکنش تکنه‌های تراز پرداخت‌ها: رویکرد DSGE
محمد نیک‌زاد و مهدی یزدانی..... ۳۱۳-۳۴۵





فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)



فصلنامه علمی - پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و چهارم - شماره سوم - پاییز ۱۴۰۳

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

مدیر مسوول: دکتر پرستو محمدی

سر دبیر: دکتر مجید صامتی

مشاوران علمی سر دبیر: دکتر علی محمد احمدی، دکتر لطفعلی عاقلی، دکتر مرتضی عزتی و دکتر امیرحسین مزینی

مدیر داخلی: مریم طالبی

هیأت تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر حسین صادقی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر حسین اصغرپور
(استاد دانشگاه تبریز)

دکتر مجید صامتی
(استاد دانشگاه اصفهان)

دکتر مجید احمدیان
(استاد دانشگاه تهران)

دکتر عباس عساری آرانی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر عبدالمجید جلایی
(استاد دانشگاه شهید باهنر)

دکتر مرتضی عزتی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر یداله دادگر
(استاد دانشگاه شهید بهشتی)

دکتر کاظم یاوری
(استاد دانشگاه یزد)

دکتر سعید راسخی
(استاد دانشگاه مازندران)

دکتر منصور زراءنژاد
(استاد دانشگاه شهید چمران)

Dr Srdjan Redzepagic
(Full Professor of Economics)

دکتر مصطفی سلیمی فر
(استاد دانشگاه فردوسی مشهد)

ویراستار فارسی: فاطمه هادی

ویراستار انگلیسی: دکتر محمد منصوری

صفحه آرایی: مریم طالبی و 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 می‌گردد:

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 بین‌المللی 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 سازمان‌های بین‌المللی یونسکو و آی‌سسکو گردیده است

نشانی: تهران، تقاطع بزرگراه‌های شهید چمران و جلال آل‌احمد، دانشگاه تربیت مدرس،

پژوهشکده اقتصاد دفتر فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، کد پستی ۱۴۱۱۷۱۳۱۱۶

تلفن: ۸۲۸۸۳۹۰۷ دورنگار: ۸۲۸۸۳۹۲۳ پست الکترونیکی: 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 ۲۵۰ 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 ۱۱٫۵ و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه ۱۰٫۵ باشد.
قلم پاورقی فارسی B Nazanin معمولی با اندازه ۱۰٫۵ و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه ۹ 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.
- ۳- 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
- ۴- مقاله ارسالی باید دارای بخشهای زیر باشد:
الف) چکیده فارسی مقاله، حداکثر در ۲۵۰ کلمه و چکیده انگلیسی آن میسوط (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.
- ۵- 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 میسوط.
- ۶- 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، ج ۱، ص ۱۱) در صورت تکرار بلافاصله همان منبع، کلمه همان با شماره 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 (در صورت 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 تأمین‌کننده 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.

فهرست مطالب

صفحه

عنوان

ریسک تغییرات اقلیمی، عملکرد تغییر اقلیم و ارزش افزوده بخش کشاورزی	۱
بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر امنیت انرژی در ایران	۳۱
فراوانی منابع طبیعی و رابطه توسعه مالی-رشد اقتصادی در ایران: بررسی نقش بهره‌وری	۶۱
تحلیل اثر مورفولوژی شهری بر تقاضای حمل‌ونقل شهری با تأکید بر شکل شبکه معابر شهری (مطالعه موردی شهر اصفهان)	۹۷
تحلیل عوامل رفتاری و غیررفتاری مؤثر بر قیمت مسکن و تورم در ایران	۱۲۳
بررسی تأثیر اشتغال در بخش خدمات بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران	۱۴۷
پیدایش مناطق اقتصادی بین‌المللی در راستای انسجام اقتصاد جهانی	۱۶۹
کاربرد رهیافت مارکوف-سوئیچینگ در بررسی فرضیه‌های رشد واردات-تولید و رشد صادرات-تولید در ایران	۱۹۷
بررسی تأثیر لایه‌های نظام تأمین اجتماعی بر عدالت اقتصادی-اسلامی با تأکید بر تکافل	۲۲۹
بررسی رابطه بیکاری با جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی	۲۵۵
تأثیر آستانه‌ای عوامل مؤثر بر نسبت چشم‌پوشی با تأکید بر بدهی دولت	۲۸۳
ارزیابی نقش مالیات توبین در واکنش تکانه‌های تراز پرداخت‌ها: رویکرد DSGE	۳۱۳

ریسک تغییرات اقلیمی، عملکرد تغییر اقلیم و ارزش افزوده بخش کشاورزی

رامین امانی^۱زانکو قربانی^۲زانا مظفری^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۶/۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۶/۲۱

چکیده

جهان امروز به دلیل فعالیت‌های گسترده و مخرب بشر جهت دستیابی به منابع بیشتر زمین با بحران تغییرات اقلیمی روبه‌رو است. افزایش سطح آب دریاها و اقیانوس‌ها، گرمایش زمین، سیل، خشکسالی و رانش زمین می‌تواند حیات بشر را با تهدید مواجه کند. در بین بخش‌های مختلف اقتصادی، بخش کشاورزی به دلیل تأمین غذای بشر دارای اهمیتی به‌مراتب بیشتر است. از طرف دیگر، تغییرات اقلیمی بخش کشاورزی را با تهدید جدی در تأمین غذای انسان مواجه کرده است. در نتیجه، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر دو متغیر اقلیمی شامل ریسک تغییر اقلیم و شاخص عملکرد تغییر اقلیم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ۵۴ کشور عضو شاخص عملکرد تغییر اقلیم و به تفکیک سه گروه با عملکرد قوی (۱۶ کشور)، عملکرد متوسط (۲۸ کشور) و عملکرد ضعیف (۱۰ کشور) طی دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ و با استفاده روش رگرسیون چندکی در داده‌های تابلویی است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هر دو متغیر شاخص عملکرد تغییر اقلیم و ریسک تغییرات اقلیمی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در هر سه گروه عملکردی و در تمامی دهک‌ها است. این تأثیر مثبت نشان می‌دهد که با بهبود شرایط اقلیمی و به تبع آن کاهش تأثیرات مخرب زیست‌محیطی، ارزش افزوده بخش کشاورزی در کشورهای مورد نظر افزایش یافته است.

واژگان کلیدی: ارزش افزوده بخش کشاورزی، ریسک تغییرات اقلیم، شاخص عملکرد تغییر اقلیم، روش رگرسیون چندکی

طبقه‌بندی JEL: Q10، Q54، C23

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
r.amani@modares.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
zanko.ghorbani@uok.ac.ir

۳. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسنده مسئول)
z.mozaffari@uok.ac.ir

۱. مقدمه

تغییرات آب‌وهوایی به‌طور طبیعی ممکن است هر چند هزار سال یکبار رخ دهد. اما تغییرات ناگهانی و شدید آب‌وهوایی اخیر، به یکی از مسائل مهم جوامع و چالش بزرگی در سطح زیست‌محیطی تبدیل شده است؛ زیرا افزایش درجه حرارت، ذوب‌شدن یخ‌های قطبی، بالا آمدن سطح آب‌های آزاد جهان و تغییر در آستانه‌های آب‌وهوایی از پیامدهای تغییرات اقلیم است (پناهی و اسمعیل درجانی، ۱۳۹۹؛ احمدزاده و همکاران، ۱۴۰۱). از تغییرات اقلیم به‌عنوان یکی از چالش‌های مهم قرن حاضر یاد می‌شود. زیرا تأثیرات گسترده‌ای که این تغییرات بر بخش‌های مختلف تولیدی، پیامدهای جدی اقتصادی، عوامل زیست‌محیطی و جامعه انسانی دارد، امری پوشیده نیست (پارادو و همکاران، ۲۰۱۹). افزایش گازهای گلخانه‌ای ناشی از افزایش فعالیت‌های اقتصادی موجب گرم شدن کره زمین و تغییرات گسترده برگشت‌ناپذیری در تغییرات آب‌وهوایی در سطح جهان شده است. این تغییرات بسته به هر منطقه اثرات مثبت، خنثی و منفی می‌تواند داشته باشد (جانجوا، ۲۰۱۴). اثرات مثبت تغییر اقلیم بر تولیدات بخش کشاورزی در مناطقی از جهان که در نواحی با عرض‌های شمالی بالاتر از ۵۵ درجه قرار دارند، بیشتر است (اورت و همکاران، ۲۰۰۵). همچنین اثرات منفی تغییرات آب‌وهوایی بر تولیدات بخش کشاورزی در مناطقی که گرم و خشک هستند، بیشتر است (میجل و همکاران، ۲۰۲۰؛ گرگوریو و همکاران، ۲۰۱۳). اثرات تغییر اقلیم بسته به نوع منطقه متفاوت است. برای مثال تغییرات آب‌وهوایی در مناطق سردسیری مانند تانزانیا موجب افزایش بهره‌وری محصولات کشاورزی شده است (شیریایفسکایا و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین تغییرات آب‌وهوایی که از سال ۲۰۰۵ - ۲۰۱۰ در کشور مالاوی به وقوع پیوست، موجب کاهش ۱/۷ درصد تولید ناخالص داخلی این کشور شد (پوآی و همکاران، ۲۰۱۰). امروزه تغییرات اقلیم مسئله‌ای مهم و حیاتی است که توجه همگان را به‌سوی خود جلب کرده است؛ زیرا بر تجارت، نابرابری درآمد و رشد اقتصادی کشورها اثرگذار است. اثرات تغییرات آب‌وهوایی در برخی از مناطق از لحاظ اقتصادی یک موهبت و مزیت است (برتلین و همکاران، ۲۰۲۲). اما در کشورهای درحال توسعه‌ای که در مناطق خشک هستند و گرمای زیاد در آنجا حاکم است، یک شکست و بحران اقتصادی و جغرافیایی محسوب می‌شود (احمدزاده و همکاران، ۱۴۰۱).

در مناطق کمتر توسعه‌یافته، تغییرات اقلیم آسیب بیشتری به کشاورزان این مناطق وارد می‌کند. زیرا کشاورزان این مناطق فاقد سرمایه‌های اقتصادی و اجتماعی کافی مانند: آبیاری مدرن و کشت

1. Climate Change
2. Parrado et al. (2019)
3. Janjua (2014)
4. Ewert et al. (2005)
5. Meijl et al. (2020)
6. Gregorio et al. (2013)
7. Shiryayevskaya et al. (2020)
8. Pauw et al. (2010)
9. Berthelin, J., et al. (2022)

محصولات مقاوم در برابر خشکسالی هستند (ورفورد، ۲۰۱۷؛ سانگ و همکاران، ۲۰۲۲). تغییرات اقلیم به عنوان ریسک مهمی برای بخش کشاورزی شناخته می‌شوند؛ زیرا این تغییرات می‌تواند تأثیرات جدی بر روی تولید محصولات کشاورزی و صنایع غذایی و ارزش افزوده این بخش داشته باشد (ریحان و همکاران، ۲۰۲۲). صنایع غذایی به منابع طبیعی و محصولات کشاورزی وابسته هستند و تغییر در تولیدات محصولات کشاورزی می‌تواند باعث کاهش تأمین مواد اولیه برای این صنایع شود که در نهایت منجر به افزایش قیمت محصولات غذایی و کاهش رقابت پذیری صنایع غذایی با بازارهای جهانی می‌شود (گادفری و همکاران، ۲۰۱۰؛ دیل و همکاران، ۲۰۰۸). افزایش قیمت مواد غذایی آسیب بیشتری به فقرا خواهد زد (دی هوپوس و مدودف، ۲۰۰۹). تغییرات اقلیم علاوه بر اینکه امنیت غذایی جوامع را از طریق آسیب رساندن به محصولات کشاورزی تهدید می‌کند، موجب کندشدن توسعه اقتصادی کشورهای صادرکننده مواد غذایی می‌شود که در کاهش فقر اثرگذار هستند (احمدزاده و همکاران، ۱۴۰۱). کشورهایی که در منطقه خاورمیانه هستند، بیشتر در معرض تغییرات اقلیم قرار می‌گیرند. از این رو اثراتی که تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی و اقتصاد این کشورها دارد، بسیار حائز اهمیت است. زیرا اثراتی که تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی دارد، باتوجه به اهمیت بخش کشاورزی در تأمین مواد غذایی آحاد جامعه بسیار زیاد است (میقانی و همکاران، ۱۴۰۰).

یکی از راه‌های رسیدن به توسعه پایدار، توسعه بخش کشاورزی به عنوان یک بخش مهم اقتصادی است. زیرا بدون توسعه بخش کشاورزی، انتظار توسعه سایر بخش‌ها، از جمله بخش صنعت را نمی‌توان داشت (مؤمنی و همکاران، ۱۳۹۶؛ آل عمران، ۱۳۹۹). طبق تجربه‌ای که کشورهای پیشرو در بخش کشاورزی در زمینه تولید محصولات داشته‌اند، نشان می‌دهد که اگر تجهیزات سرمایه‌ای در فعالیت‌های مختلف کشاورزی به کار گرفته شود، سبب افزایش بهره‌وری عوامل تولید از جمله زمین، نیروی کار و مدیریت می‌شود. همچنین علاوه بر اینکه هزینه نهاده‌های تولید و بازدهی مناسبی برای سرمایه‌گذاری خواهد داشت، منجر به مازاد عرضه داخلی و توسعه صادرات محصولات کشاورزی خواهد شد (نگین تاجی و همکاران، ۱۳۹۲). شاخص ارزش افزوده نیز یکی از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصاد کلان جهت تجزیه و تحلیل و ارزیابی‌ها و به نحوی نمایانگر قدرت اقتصادی کشورها است. ارزش افزوده هر بخش در اقتصاد نیز نمایانگر اهمیت و سهم آن بخش در اقتصاد است (سلیمان نژاد و همکاران، ۱۳۹۵). ارزش افزوده بخش کشاورزی که شامل: تولید محصولات کشاورزی، دامپروری و صنایع غذایی است، یکی از مؤلفه‌های مهم در توسعه اقتصادی کشورها است. تغییرات اقلیم بر بخش‌های اقتصادی کشور مانند: تولید، درآمد عوامل تولید و درآمد نهاده‌ها اثرگذار است. این

1. Wreford (2017)
2. Song, Y., et al. (2022)
3. Raihan, A., et al. (2022)
4. Godfray et al. (2010)
5. Dell et al. (2008)
6. De Hoyos and Medvedev (2009)

اثرگذاری روی بخش‌هایی که با بخش کشاورزی مرتبط هستند، بیشتر است و می‌تواند موجب کاهش یا افزایش ارزش افزوده این بخش شود و اثرات غیرمستقیمی بر تجارت، توسعه و امنیت غذایی بگذارد (ازدمیر، ۲۰۲۲؛ خالقی و همکاران، ۱۳۹۴). یکی از مهم‌ترین نهادهای تولید، سرمایه است. زیرا نقش بسزایی در افزایش سطح تولید فعالیت‌های اقتصادی و افزایش بهره‌وری دیگر عوامل تولید ایفا می‌کند. از این رو یکی از عوامل مهم برای رشد و توسعه بخش‌های اقتصادی، از جمله بخش کشاورزی محسوب می‌شود (هومانی فراهانی و همکاران، ۱۳۹۶؛ شهبازی و سعیدپور ۱۳۹۲). در پژوهش حاضر از دو شاخص اقلیمی استفاده شده که نسبت به سایر شاخص‌های این حوزه جدیدتر و دارای نوآوری بیشتری است. هدف اصلی شاخص عملکرد تغییر اقلیم ارزیابی عملکرد کشورها در مقابله با تغییرات اقلیمی، کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و حفاظت از محیط‌زیست است. معیارهای اصلی شامل انتشار گازهای گلخانه‌ای، کارایی انرژی، مصرف انرژی، سیاست‌های تغییر اقلیمی، توسعه پایدار، زیست‌محیطی و تغییرات اقلیمی است (شاخص عملکرد تغییر اقلیم ۲، ۲۰۲۱). از طرف دیگر، شاخص ریسک تغییر اقلیم ارزیابی می‌کند که کدام کشورها بیشترین خطرات ناشی از تغییرات اقلیمی را تجربه می‌کنند. این ارزیابی براساس داده‌های حوادث طبیعی و تغییرات اقلیمی انجام می‌شود. این شاخص معیارهای مختلفی را برای تصمیم‌گیری و تدابیر جهانی در مقابله با تغییرات اقلیمی ارائه می‌دهد و تأکید می‌کند که تغییرات اقلیمی مسئله‌ای جهانی است نه مسئله کشورهای بزرگ تولیدکننده گازهای گلخانه‌ای (جرمن واتچ^۳، ۲۰۲۱)؛ بنابراین، بررسی تأثیرات تغییر اقلیم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی اهمیت بالایی دارد. پژوهش حاضر می‌تواند به شناخت بهتر از تأثیرات اقلیمی در این بخش کمک کند و راهکارهای مناسبی برای مقابله با این تغییرات ارائه نماید. همچنین به صنعتگران و تصمیم‌گیرندگان حوزه کشاورزی کمک می‌کند تا استراتژی‌های مناسبی برای توسعه پایدار این بخش طراحی کنند.

در نتیجه، با توجه به اهمیت ارزش افزوده بخش کشاورزی در رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر شاخص ریسک تغییرات اقلیم و شاخص عملکرد تغییر اقلیم در ۵۴ کشور عضو شاخص عملکرد تغییرات اقلیم به تفکیک سه گروه با عملکرد قوی (۱۶ کشور)، عملکرد متوسط (۲۸ کشور) و عملکرد ضعیف (۱۰ کشور) طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ و با استفاده از روش رگرسیون چندکی در داده‌های تابلویی (پانل کوتاتیل) است. درواقع این پژوهش به دنبال پاسخ به این سؤال است که شاخص ریسک تغییرات اقلیم و شاخص عملکرد تغییر اقلیم چه تأثیری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. در ادامه بخش دوم به بیان مبانی نظری، بخش سوم مهم‌ترین پیشینه‌های داخلی و خارجی، بخش چهارم روش‌شناسی و تصریح مدل، بخش پنجم نتایج پژوهش و در نهایت بخش ششم جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها و سیاستی می‌پردازد.

1. Ozdemir, D. (2022)

2. <https://ccpi.org/>

3. <https://www.germanwatch.org/en>

۲. مبانی نظری

تغییرات آبوهوایی یکی از بزرگترین چالش‌های زیست‌محیطی امروزه جوامع است که با آن روبه‌رو هستند. آبوهوا (اقلیم)، شرایط جوی حاکم بر یک منطقه در یک‌زمان مشخص بوده که مهم‌ترین عنصر حیاتی کره زمین است (کوچکی و همکاران، ۱۳۸۶). فعالیت‌های انسانی یا ناپایداری طبیعی سیستم اقلیمی در یک منطقه، موجب تغییر اقلیم می‌شود. از این‌رو شاخص‌های آبوهوایی آن منطقه از حالت بلندمدت خود خارج شده و حالت برگشت‌ناپذیر به خود می‌گیرد که می‌تواند تأثیر بسزایی بر روی بخش کشاورزی بگذارد (استرن، ۲۰۰۶؛ کمفرت، ۲۰۰۹). بخش کشاورزی سهم گسترده‌ای در اقتصاد کشورهای در حال توسعه دارد. گرمای زیاد و آب‌شدن یخ‌های قطبی که از پیامدهای تغییرات اقلیم است، در بلندمدت موجب کاهش رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه خواهد شد (رحیم و پوآی، ۲۰۱۷؛ مارچو و همکاران، ۲۰۱۹). تغییرات آبوهوایی بهره‌وری کشاورزی را به‌شدت کاهش داده و مستقیماً بر درآمد سرانه روستاییان و افزایش فقر تأثیرگذار است (ایشام و گارفورث، ۲۰۱۳؛ مسعود و همکاران، ۲۰۱۷). پژوهش‌های اخیر حاکی از تأثیر و حتی آسیب بیشتر تغییرات اقلیم بر رفاه یا درآمد کشاورزان در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته است (هنری دی فراهان و همکاران، ۲۰۲۰). در ادامه به بررسی نحوه اثرگذاری هرکدام از شاخص‌های اقلیمی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به‌صورت مجزا می‌پردازیم.

۲-۱. شاخص عملکرد تغییر اقلیم و ارزش‌افزوده بخش کشاورزی

مبانی نظری مرتبط با این حوزه، تأثیر شاخص عملکرد تغییر اقلیم بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی را در چهار حوزه انتشار گازهای گلخانه‌ای، انرژی‌های تجدیدپذیر، مصرف انرژی و سیاست‌های اقلیمی بررسی می‌کند.

گازهای گلخانه‌ای تأثیر مهمی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی دارند. این تأثیرات از طریق تغییرات اقلیمی که توسط این گازها ایجاد می‌شود و تأثیر مستقیمی بر شرایط محیط‌زیستی و شرایط کشاورزی ایجاد می‌کنند. گازهای گلخانه‌ای مانند دی‌اکسیدکربن و متان تأثیر مستقیمی بر الگوی بارش دارند. این تغییرات می‌توانند به کمبود یا بیش‌باری آب در مناطق کشاورزی منجر شوند. بارش نامناسب یا نوسانات شدید آبوهوا می‌تواند تولید محصولات کشاورزی را تحت تأثیر قرار دهد و درنهایت به کاهش ارزش‌افزوده بخش کشاورزی منجر شود (کریستینسن و همکاران، ۲۰۰۶). از

1. Estern (2006)
2. Kemfert (2009)
3. Rahim & Puay (2017)
4. Marchau et al. (2019)
5. Esham & Garforth (2013)
6. Masud et al. (2017)
7. Henry de Frahan et al. (2020)
8. Christiaensen et al. (2006)

طرف دیگر، افزایش دما به عنوان یکی از اثرات تغییرات اقلیمی از طریق تغییرات فیزیولوژیکی در گیاهان و حیوانات کشاورزی تأثیر می‌گذارد. این اثر می‌تواند به کاهش عملکرد محصولات و تغییر در ترکیب محصولات منجر شود (باول و همکاران، ۲۰۱۵). علاوه بر این، افزایش دما می‌تواند باعث افت کیفیت محصولات شود که این موضوع نیز تأثیر منفی بر ارزش افزوده دارد. گازهای گلخانه‌ای می‌توانند تنش‌های گرمایی در کشاورزی ایجاد کنند. این تنش‌ها ممکن است منجر به کاهش عملکرد محصولات، افت کیفیت محصولات و افزایش هزینه‌های تولید شوند که این مسائل باعث کاهش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شوند (ازدمیر، ۲۰۲۲).

استفاده از منابع انرژی تجدیدپذیر، مانند انرژی باد و خورشید نیز تأثیرات متعددی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر به عنوان منابع انرژی برای کشاورزی می‌تواند هزینه‌های انرژی را کاهش دهد. به عنوان مثال، استفاده از پنل‌های خورشیدی برای تأمین برق برای ماشین‌آلات کشاورزی می‌تواند به کاهش هزینه‌های سوخت و برق منجر شود (هوانگ و همکاران، ۲۰۱۱). از طرف دیگر، انرژی‌های تجدیدپذیر معمولاً به میزان کمتری گازهای گلخانه‌ای تولید می‌کنند و این مسئله در دستیابی به اهداف کاهش تغییرات اقلیمی و تدابیر محیط‌زیستی تأثیرگذار است و ممکن است باعث تأثیر مثبت بر ارزش افزوده کشاورزی شود. استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند توسعه کشاورزی مدرن را ترویج دهد. سیستم‌های کشاورزی مدرن براساس تکنولوژی مدرن اداره می‌شوند و به بهره‌وری بالاتر منابع مانند آب و محصولات کمک می‌کنند و این موضوع نیز می‌تواند به افزایش تولید و ارزش افزوده کشاورزی منجر شود (ابیدوی و همکاران، ۲۰۱۵). همچنین در برخی مناطق روستایی و کشاورزی، دسترسی به شبکه‌های برق عمومی محدود است. استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند به کشاورزان در این مناطق کمک کند تا به منابع انرژی پایدارتری دسترسی داشته باشند و به بهره‌وری بیشتر در فعالیتهای کشاورزی بپردازند (چاندیو و همکاران، ۲۰۲۰).

مصرف انرژی در بخش کشاورزی می‌تواند به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر ارزش افزوده این بخش تأثیر بگذارد. استفاده بهینه از انرژی در کشاورزی می‌تواند به بهره‌وری بالاتری در تولید کمک کند. این به معنای افزایش تولید محصولات با توجه به میزان منابع مصرفی؛ مانند آب، کود و سموم است. افزایش بهره‌وری مزارع ممکن است منجر به افزایش تولید و درآمد کشاورزان شود که این نیز منجر به افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود (مالیهی و همکاران، ۲۰۲۱). از طرف دیگر، بخش کشاورزی نیاز به زیرساخت‌هایی دارد که برای کاشت، داشت و حمل و نقل محصولات استفاده می‌شود. مصرف بهینه انرژی در ماشین‌آلات کشاورزی، پمپ‌های آب، سیستم‌های آبیاری و حمل و نقل

1. Baul et al. (2015)
2. Huang et al. (2011)
3. Abidoye (2015)
4. Chandio et al. (2020)
5. Malhi et al. (2021)

کمک می‌کند تا هزینه‌های تولید کاهش پیدا کرده و ارزش افزوده بخش کشاورزی افزایش یابد (پارادو و همکاران، ۲۰۱۹). مصرف انرژی در کشاورزی می‌تواند زمان‌بندی تولید محصولات را تغییر دهد. برای مثال، استفاده از گلخانه‌ها و سیستم‌های کنترل دما می‌تواند تولید محصولات در فصلی که در آنها محصولات اصلی به شکل طبیعی رشد نمی‌کند، ممکن کند و این می‌تواند به افزایش تولید و درآمد کشاورزی می‌تواند منجر شود (لی و همکاران، ۲۰۱۱).

سیاست‌های اقلیمی کشورها نیز می‌توانند تأثیر زیادی بر بخش کشاورزی داشته باشند. این تأثیرات می‌توانند مثبت یا منفی باشند. تعداد زیادی از کشورها سیاست‌ها و برنامه‌هایی برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای اجرا می‌کنند. این سیاست‌ها ممکن است با محدود کردن استفاده از سوخت‌های فسیلی و ترویج انرژی تجدیدپذیر منجر به کاهش هزینه‌های انرژی در کشاورزی شوند و ارزش افزوده را افزایش دهند (رحیم و پوآی، ۲۰۱۷). همچنین، برخی کشورها سیاست‌های حمایتی برای کشاورزی پایدار و کاهش تأثیرات تغییرات اقلیمی اجرا می‌کنند. این سیاست‌ها می‌توانند شامل اعطای تسهیلات مالی، تشویق به استفاده از تکنولوژی‌های کم‌کربن و ترویج روش‌های کشاورزی پایدار باشند. این تدابیر می‌توانند به بهبود بهره‌وری و ارزش افزوده کشاورزی کمک کند (برهان و همکاران، ۲۰۱۳). از طرف دیگر، مدیریت استفاده از منابع آب در کشاورزی بسیار حیاتی است، و سیاست‌های آبیاری مؤثری می‌توانند در کشاورزی پایدار کمک کنند. این سیاست‌ها می‌توانند شامل تنظیم مصرف آب، حمایت از فناوری‌های آبیاری کم‌مصرف و بهبود مدیریت منابع آب باشند (دیل و همکاران، ۲۰۰۸).

۲-۲. شاخص ریسک تغییر اقلیم و ارزش افزوده بخش کشاورزی

شاخص ریسک تغییر اقلیم نیز دارای تأثیرات مهمی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است. تغییرات اقلیمی مجموعه‌ای چندوجهی از خطرات را برای بخش کشاورزی به وجود می‌آورد که سرنوشت مبنایی نظام غذایی انسان را تهدید می‌کنند. این خطرات که توسط تغییر در الگوهای اقلیمی، دماها و رویدادهای جوی ایجاد می‌شوند، دامنه‌ای گسترده از پیامدهایی برای امنیت غذایی جهانی و رفاه اقتصادی اجتماعات کشاورزی دارند. با افزایش دما در سطح جهانی، تأثیرات بر کشاورزی به‌طور فزاینده‌ای واضح‌تر می‌شوند. افزایش دما می‌تواند به‌طور مستقیم بر کاشت محصولات مختلف اقتصادی آسیب برسانند و تأثیر منفی بر توسعه محصولات کشاورزی داشته باشند و به کاهش عملکرد و کیفیت محصولات کشاورزی منجر شوند (سانگ و همکاران، ۲۰۲۲). از طرف دیگر، تغییرات در الگوهای بارش، شامل افزایش خشکسالی در برخی مناطق و بارش‌های شدیدتر در دیگر مناطق به چالش‌های کمبود آب برای آبیاری منجر می‌شوند. شرایط خشکسالی ممکن است تأثیر محدودیت

شدید بر آب موردنیاز برای آبیاری محصولات داشته باشد که به کاهش عملکرد محصولات کشاورزی و کاهش ارزش افزوده این بخش می‌انجامد (میچل و همکاران، ۲۰۲۰). تأثیری که تغییرات آب‌وهوایی بر طرف عرضه در بخش کشاورزی دارد از طریق تأثیر بر بهره‌وری، بازده و دسترسی به زمین و آب زراعی است (هوانگ و همکاران، ۲۰۱۱). تغییرات آب‌وهوایی می‌تواند از طریق کاهش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه، بر تولید کل بخش کشاورزی، رفاه و کیفیت زندگی کشاورزان تأثیر بگذارد (رحیم و پوآی، ۲۰۱۷؛ برهان و همکاران، ۲۰۱۳). از دیدگاه اقتصاد کلان، تغییر اقلیم از یک‌طرف بر سطح تولید از طریق تولیدات بخش کشاورزی اثرگذار است و از طرف دیگر با افزایش رشد و بهره‌وری از طریق سرمایه‌گذاری و وضعیت نهادی اثر خود را دارد. از دیدگاه اقتصاد خرد نیز با تأثیر بر سلامتی، مرگ‌ومیر بر نرخ رشد جمعیت و نیروی کار اثرگذار است (ابیدوی و همکاران، ۲۰۱۵). تغییرات اقلیمی می‌توانند به‌عنوان ریسک مهمی برای بخش کشاورزی شناخته شوند. ریسک در اینجا به معنای احتمال وقوع یا وقوع مجدد رویدادی آسیب‌رسان است. در این حالت، تغییرات اقلیمی به‌عنوان رویدادی آسیب‌رسان شناخته می‌شود که می‌تواند تأثیرات جدی بر روی تولید محصولات کشاورزی و صنایع غذایی داشته باشد و درنهایت، بر ارزش افزوده این بخش تأثیرگذار است (جرمن واچ، ۲۰۲۱).

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پژوهش‌های داخلی

امانی (۱۴۰۱) در پایان‌نامه خود به بررسی تأثیر ریسک عملیاتی و تغییرات اقلیمی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۱ و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که دو متغیر ریسک تغییر اقلیم و شاخص عملکرد تغییر اقلیم دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی در ایران است. کریمی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه خود به بررسی ارزیابی آثار اقتصادی تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی استان فارس طی دوره زمانی ۱۳۶۶ تا ۱۳۹۴ با استفاده از الگوی برنامه‌ریزی مثبت پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش سطح زیر کشت در آینده بیشتر متوجه محصولات گندم، حبوبات و جو شود.

میقانی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی تغییر اقلیم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی کشورهای حوزه منا در دوره زمانی ۲۰۰۱-۲۰۱۶ با استفاده از مدل اقتصادسنجی هم‌جمعی با رهیافت

1. Huang et al. (2011)
2. Borhan et al. (2013)
3. Abidoye (2015)
4. Germanwatch (2021)
5. TVP-VAR
6. PMP

حداقل مربعات معمولی اصلاح شده^۱ و حداقل مربعات معمولی پویا^۲ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که یک رابطه بلندمدت هم‌جمعی بین تغییر اقلیم و ارزش افزوده بخش کشاورزی وجود دارد. همچنین در طول دوره اثبات شد که متغیر دما اثر منفی و معنی‌دار و متغیر بارش اثر مثبت و معنی‌دار دارد.

ملکوتی‌خواه و فرج‌زاده (۱۳۹۹) در مطالعه خود به بررسی اثر تغییرات اقلیم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در کشور ایران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۳ پرداختند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که نوسان یا اختلاف از میانگین متغیرهای دما و بارندگی بر تولید بخش کشاورزی اثر منفی و معنی‌داری دارد.

غفاری اسمعیلی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود به بررسی تغییر اقلیم بر رشد بخش کشاورزی در ایران در سال ۱۳۹۰ با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه پویا^۴ مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن میزان کاهش بارندگی در افق بیست‌ساله تا سال ۲۰۳۰، میزان تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و صادرات بخش کشاورزی به ترتیب ۴/۴۶۹، ۵/۰۲۵، ۴/۴۶۲، ۱۳/۷۷۰ کاهش می‌یابد. همچنین واردات این بخش مقدار ۵/۵۰۴ افزایش می‌یابد.

امیرنژاد و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه خود به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولید گندم در ایران طی یک دوره پنجاهساله با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی^۵ پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت متغیرهای اقلیمی به همراه سطح زیرکشت رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار با تولید گندم داشته و متغیرهای بذر و سرمایه ثابت در ماشین‌آلات معنی‌دار نشده است.

خالقی و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهش خود به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولید بخش کشاورزی و سایر بخش‌های ایران طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۲۵ با استفاده از رویکرد ماتریس حسابداری^۶ پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تغییر اقلیم پیش‌بینی‌نشده برای ایران موجب کاهش ۵/۳۷ درصد تولید بخش کشاورزی کاهش می‌شود.

کوچکی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهش خود به بررسی تأثیر جهانی تغییر اقلیم بر بخش کشاورزی در کشور ایران تا سال ۱۴۳۰ شمسی با استفاده از دو مدل گردش عمومی استاندارد^۷ پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که میانگین دمای سالانه مناطق مختلف کشور تا

-
1. FMOLS
 2. DOLS
 3. GMM
 4. Dynamic Computable General Equilibrium
 5. ARDL
 6. Computable General Equilibrium (CGE)
 7. IPCC

سال هدف بین ۳/۵ تا ۴/۵ درجه سانتیگراد افزایش می‌یابد درحالی‌که میانگین بارش سالانه بین ۷ تا ۱۴ درصد کاهش خواهد یافت. به‌علاوه این تغییرات از غرب به شرق و از شمال به جنوب کشور شدیدتر خواهد بود. همچنین بیشترین اثرات منفی به ترتیب در جنوب، شرق و مرکز کشور بروز کرده و کمترین اثرات در شمال و شرق کشور ظاهر خواهد شد.

۳-۲. پژوهش‌های خارجی

میچل و همکاران^۱ (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تولیدات بخش کشاورزی در جهان تا سال ۲۰۵۰ با استفاده از روش تعادل عمومی قابل‌محاسبه^۲ پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات اقلیم به دلیل افزایش بحران‌های غیرمترقبه در جهان همچون سیل و زلزله دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر تولیدات کشاورزی در جهان است.

چاندیو و همکاران^۳ (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی تأثیر تغییرات آب‌وهوایی جهانی بر تولید بخش کشاورزی در کشور چین طی دوره زمانی ۱۹۸۲-۲۰۱۴ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی^۴ پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد دما و بارندگی اثری منفی بر بخش کشاورزی دارد.

آگوینو و همکاران^۵ (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی تغییرات اقلیم و تولیدات بخش کشاورزی در ۲۸ کشور اتحادیه اروپا طی دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۴ با استفاده از داده‌های تابلویی و آزمون علیت گرنجری پرداخته است. نتایج این پژوهش حاکی از علیت دوطرفه منفی بین تغییرات آب‌وهوایی و بازده بخش کشاورزی است.

چن و همکاران^۶ (۲۰۱۶) در مطالعه خود به بررسی تغییرات اقلیم بر بخش‌های اقتصادی، به‌ویژه بخش کشاورزی در کشور چین تا سال ۲۱۰۰ با استفاده از مدل تجربی رابتر و اشلنکر^۷ (۲۰۱۳) پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه غیرخطی و معکوس U شکل بین تغییرات اقلیم و عملکرد ذرت و سویا در چین وجود دارد.

توکوناگا و همکاران^۸ (۲۰۱۵) در مطالعه خود به بررسی تأثیر تغییرات اقلیم بر تولیدات محصولات کشاورزی در کشور ژاپن طی بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۶ با استفاده از داده‌های ترکیبی پویا پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که افزایش میانگین دما موجب کاهش تولیدات محصولات کشاورزی می‌شود.

1. Meijl et al. (2020)

2. CGE

3. ARDL

4. Agovino et al. (2019)

5. Chen et al. (2016)

6. Roberts & Schlenker (2013)

7. Tokunaga et al. (2015)

۳-۳. نوآوری پژوهش

با توجه به مبانی نظری و پژوهش‌های انجام گرفته در این حوزه، پژوهش‌های متعددی در زمینه تأثیر تغییرات اقلیمی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی انجام شده است، اما آنچه پژوهش حاضر را از سایر پژوهش‌ها متمایز می‌کند، استفاده از دو متغیر جدید ریسک تغییر اقلیم و شاخص عملکرد تغییر اقلیم و روش پژوهش (رگرسیون چندکی در داده‌های تابلویی) است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش از مدل رگرسیون چندکی پانل برای بررسی اثرات نامتقارن تغییرات اقلیمی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در سه دسته از کشورهای با عملکرد قوی، متوسط و ضعیف از نظر شاخص عملکرد تغییر اقلیم استفاده شده است، زیرا رگرسیون چندکی امکان اثرگذاری متغیرهای مستقل در تمام قسمت‌های توزیع، به‌ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی را فراهم می‌کند، بدون اینکه با مشکلات فروض کلاسیک و داده‌های پرت در برآورد ضرایب روبه‌رو باشد (کونکر، ۲۰۰۵). فرض می‌کنیم که مدل رگرسیون خطی به‌صورت معادله زیر باشد:

$$Y_{it} = \theta(\tau)X_{it} + \alpha + e_{it}(\tau) \quad , \quad Q_{e_{it}(\tau)}(\tau | X_{it}) = 0 \quad (1)$$

آن‌گاه چندکی شرطی Θ ام توزیع y به‌شرط متغیرهای تصادفی X به‌صورت زیر است:

$$Q_{y_{it}}(\tau | X_{it}) = \alpha + \theta(\tau)X_{it} \quad , \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

که در آن $\theta(\tau) = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_k)$ و $x = (1, x_1, \dots, x_k)$ به‌ترتیب برداری از پارامترهای نامعلوم و مقادیر معلوم هستند و $e_{it}(\tau)$ یک متغیر تصادفی مشاهده نشدنی است. براساس روش کونکر (۲۰۰۵)، عرض از مبدأ (α) و ضرایب $\theta(\tau)$ برای هر کوانتایل به‌صورت زیر برآورد می‌گردند:

$$(\hat{\theta}, \hat{\alpha}) = \arg \min_{(\theta, \alpha)} \sum_{k=1}^q \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^n \rho_{\tau_k} [Y_{it} - \theta(\tau_k)X_{it} - \alpha_i] + \lambda \sum_{i=1}^n |\alpha_i| \quad (3)$$

که $\rho_{\tau}(e) = e[\tau - I(e < \tau)]$ تابع مقیاس و λ مینیم واریانس است. بررسی این اثرات از طریق رگرسیون چندکی می‌تواند دیدگاه دقیق‌تری از رابطه تصادفی بین متغیرها فراهم آورد و بنابراین تحلیل تجربی آگاهی‌بخشی را ارائه می‌دهد (داوینو و همکاران، ۲۰۱۳؛ امانی و احمدزاده، ۱۴۰۱).

۴-۲. معرفی داده‌های پژوهش

در پژوهش حاضر با توجه به مطالعات چاندیو و همکاران (۲۰۲۰) و آگوینو و همکاران (۲۰۱۹) و ساختار کشورهای مورد بررسی، الگوی تصریح شده برآوردی براساس روش رگرسیون چندکی در داده‌های تابلویی (پانل کوانتایل) به صورت معادله (۴) ارائه می‌شود:

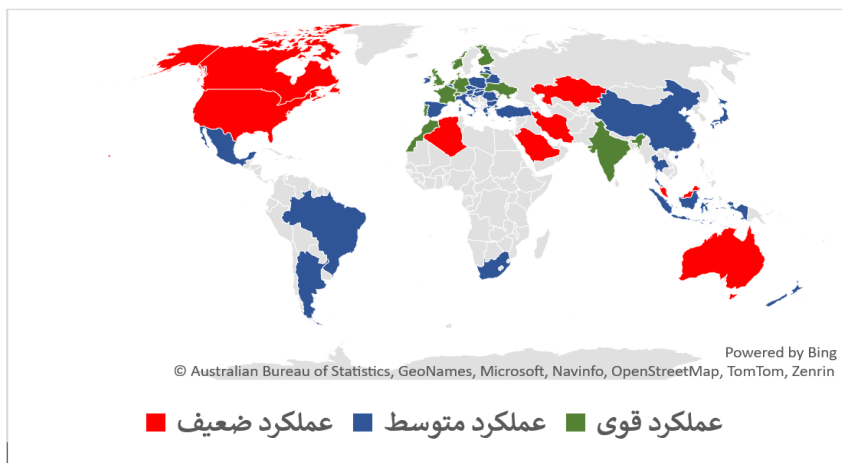
$$q(AGRI_{it} | \varphi_{it}) = \alpha_i + \alpha_{it} CCPI_{it} + \alpha_{rt} CR_{it} + \alpha_{rt} K_{it} + \alpha_{rt} L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

که $q(AGRI_{it} | \varphi_{it})$ چندکی شرطی نابرابری درآمدی در زمان t و کشور i و φ_{it} شامل اطلاعات مورد در زمان t و برای کشور i است. از طرف دیگر، ۵۴ کشور موردنظر با توجه به تقسیم‌بندی مؤسسه عملکرد تغییر اقلیم به تفکیک سه گروه با عملکرد قوی (۱۶ کشور)، عملکرد متوسط (۲۸ کشور) و عملکرد ضعیف (۱۰ کشور) طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ تقسیم شده که در شکل (۱) مشخص شده است. جدول (۱) شرح متغیرهای پژوهش در معادله (۴) و منبع داده‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۱: معرفی متغیرهای مدل

متغیر	نماد	واحد	منبع داده‌ها
ارزش‌افزوده بخش کشاورزی	AGRI	دلار آمریکا (۲۰۱۵)	بانک جهانی
شاخص عملکرد تغییر اقلیم	CCPI	۱۰۰ - ۰	مؤسسه عملکرد تغییر اقلیم
ریسک تغییر اقلیم	CR	۱۰۰ - ۰	مؤسسه جرمن واتچ
سرمایه ثابت ناخالص	K	دلار آمریکا (۲۰۱۵)	بانک جهانی
نیروی کار	L	نفر	بانک جهانی

(منبع: یافته‌های پژوهش)

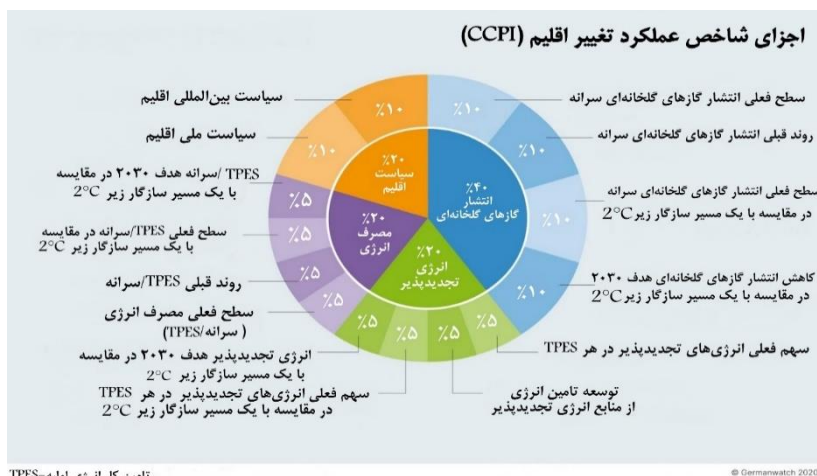


شکل ۱: کشورهای مورد مطالعه

(منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار اکسل)

که AGRI ارزش افزوده بخش کشاورزی به دلار آمریکا، K سرمایه ثابت ناخالص به دلار آمریکا و L نیروی انسانی است. شاخص عملکرد تغییرات اقلیمی (CCPI) عددی است بین ۰ تا ۱۰۰ که نشان دهنده عملکرد ضعیف کشورها در زمینه تغییرات اقلیمی و ۱۰۰ نیز بیانگر عملکرد بسیار مطلوب در زمینه تغییرات اقلیمی است. این شاخص به صورت وزنی از ترکیب چهار شاخص ایجاد شده است؛ از مجموع ۱۰۰ درصد وزن شاخص تغییرات اقلیمی، ۴۰ درصد به انتشار گازهای گلخانه‌ای، ۲۰ درصد به انرژی‌های تجدیدپذیر، ۲۰ درصد به میزان مصرف انرژی و ۲۰ درصد به سیاست‌های اقلیمی کشورها وابسته است. شکل (۱) اجزای شاخص تغییر اقلیم را نشان می‌دهد. از طرف دیگر، ریسک تغییر اقلیم بیان می‌کند که کشورها و مناطق تا چه حد تحت تأثیر رویدادهای تلفات مربوط به آب‌وهوا (طوفان، سیل، امواج گرما و غیره) قرار گرفته‌اند. این متغیر به عنوان متغیری سیاستی شناخته می‌شود (جرمن واتچ، ۲۰۲۱).

شاخص ریسک تغییر اقلیم به صورت وزنی از ترکیب چهار شاخص ایجاد شده است؛ تعداد مرگ و میر با ضریب $\frac{1}{6}$ ، تعداد مرگ و میر به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر با ضریب $\frac{1}{3}$ مجموع زیان ناشی از تغییرات اقلیمی به ازای برابری قدرت خرید به دلار آمریکا با ضریب $\frac{1}{6}$ و زیان هر واحد تولید ناخالص داخلی به دلیل تغییرات اقلیمی با ضریب $\frac{1}{3}$. هرچه ریسک تغییر اقلیم در یک کشور کمتر باشد (از نظر عددی)، میزان تهدید ناشی از تغییرات اقلیمی در آن کشور بیشتر است (امانی، ۱۴۰۱).



شکل ۲: اجزای شاخص عملکرد تغییر اقلیم

(منبع: عملکرد تغییر اقلیم، ۲۰۲۱)

۵. نتایج

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، در پژوهش حاضر برای بررسی اثر ریسک تغییرات اقلیمی و شاخص عملکرد تغییر اقلیم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در سه گروه از کشورهای با عملکرد قوی، متوسط

و ضعیف از نظر سیاست‌های اقلیمی از روش رگرسیون چندکی در داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج مربوط به آزمون نرمال بودن جاک - برا ۱ برای متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی (متغیر وابسته) و برای اثبات عدم نرمال بودن توزیع متغیر وابسته و به تبع آن امکان استفاده از مدل رگرسیون کوانتایل در جدول (۲) ارائه شده است

جدول ۲: نتایج آزمون نرمالتی متغیر وابسته

آزمون / نوع کشورها	عملکرد ضعیف	درآمد متوسط	درآمد بالا
آماره آزمون	۲۲۷/۷۵۵	۸۱۶/۷۸۴	۱۳۹/۵۳۷
سطح احتمال آزمون	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
چولگی توزیع ^۲	۳/۴۹۵	۴/۹۱۹	۱۴/۷۲۷

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که از جدول (۲) مشاهده می‌شود، فرض صفر آزمون دال بر نرمال بودن متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی در هر سه گروه با توجه به سطح احتمال ۵ درصد رد شده و غیرنرمال بودن روند متغیر اثبات می‌شود. از طرف دیگر، با توجه به نتایج چولگی، چولگی به سمت راست و نقاط غیرنرمال است. با توجه به ماهیت چولگی که در متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی در هر سه گروه از کشورها وجود دارد، استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی برای بررسی عوامل مؤثر بر متغیر وابسته مناسب نیست. با توجه به چولگی موجود در متغیر وابسته و در نظر گرفتن تمامی قسمت‌های توزیع توسط رگرسیون چندکی؛ در نتیجه الگوی پژوهش براساس این روش برآورد شده است. رگرسیون کوانتایل یک مزیت ارزشمند نسبت به رگرسیون خطی ارائه می‌دهد، زیرا این امکان را می‌دهد که داده‌ها به شکل قوی‌تری تجزیه و تحلیل و وارد مدل شوند، به خصوص زمانی که با داده‌های غیرنرمال، پرت یا تأثیرات متفاوت در نقاط مختلف توزیع داده سروکار دارد. برخلاف رگرسیون خطی معمولی که برآورد میانگین مشروط متغیر وابسته را متمرکز می‌کند، رگرسیون کوانتایل این امکان را می‌دهد که به‌طور مستقیم تأثیر متغیرهای مستقل را بر نقاط مختلف توزیع متغیر ارزیابی شود. این انعطاف در مواقعی بسیار حیاتی است که فرضیات همگنی و توزیع عادی برای ماندگاری یا باقیماندگی داده‌ها نقض می‌شوند، در نتیجه درکی جامع‌تر و پیچیده‌تر از روابط داده‌ها را ارائه داده و اجازه می‌دهد که در دامنه‌ای گسترده‌تر، مدل‌سازی دقیق‌تری انجام شود (کونکر، ۲۰۰۵). در ادامه نتایج دو آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو و آزمون وابستگی مقطعی پسران جهت اطمینان از عدم ایجاد رگرسیون کاذب در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: آزمون مانایی لوین، لین و چو و وابستگی مقطعی پسران

عملکرد قوی		عملکرد متوسط		عملکرد ضعیف		گروه عملکردی
آماره آزمون		آماره آزمون		آماره آزمون		متغیر
یکبار تفاضل	سطح	یکبار تفاضل	سطح	یکبار تفاضل	سطح	
-	-۳/۴۶ (۰/۰۰۰)	-	-۹/۸۹ (۰/۰۰۰)	-	-۲/۷۶ (۰/۰۰۲)	Agri
-	-۵/۶۸ (۰/۰۰۰)	-	-۵/۸۱ (۰/۰۰۰)	-	-۷/۰۳ (۰/۰۰۰)	CCPI
-	-۱۱/۰۰ (۰/۰۰۰)	-	-۱۴/۹۴ (۰/۰۰۰)	-	-۸/۰۱ (۰/۰۰۰)	CR
-	-۲/۹۴ (۰/۰۰۱)	-	-۸/۰۴ (۰/۰۰۰)	-	-۲/۴۹ (۰/۰۰۶)	K
-	-۲/۸۶ (۰/۰۰۲)	-	-۲/۷۵ (۰/۰۰۲)	-	-۴/۴۵ (۰/۰۰۰)	L
(۰/۱۴۳) ۱/۳۹		(۰/۱۵۸) ۱/۷۵		(۰/۳۴۳) ۰/۶۱۷		وابستگی مقطعی پسران

(منبع: یافته‌های پژوهش)

یادداشت: اعداد داخل پرانتز () نشان‌دهنده سطح احتمال هستند.

براساس نتایج آزمون مانایی در جدول (۳)، تمامی متغیرها در هر سه گروه فرضیه صفر آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد را در سطح خطای ۵ درصد رد کرده و در نتیجه در سطح مانا هستند. از طرف دیگر، با توجه به آزمون وابستگی مقطعی که برای هر سه دسته از کشورها انجام شده، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۵ درصد و برای هر سه گروه رد نشده و تأیید می‌شود؛ بنابراین وابستگی مقطعی در متغیرهای پژوهش وجود ندارد. در ادامه نتایج رگرسیون چندکی برای هر سه گروه از کشورهای با عملکرد ضعیف، عملکرد متوسط و عملکرد قوی از نظر سیاست‌های اقلیمی ارائه خواهد شد.

جدول ۴: نتایج برآورد رگرسیون چندکی برای هر سه گروه عملکردی

گروه‌های عملکردی	متغیر / چندکی	Q90	Q80	Q70	Q60	Q50	Q40	Q30	Q20	Q10
		ضریب	CCPI	ضریب	CR	ضریب	K	ضریب	L	ضریب
کشورهای با عملکرد ضعیف	CCPI	۰/۰۷۱*	۰/۰۳۳**	۰/۰۲۹**	۰/۰۵۲*	۰/۰۰۷**	۰/۰۴۳*	۰/۰۶۸*	۰/۰۵۱**	۰/۰۴۳**
		۲/۲۹۹	۲/۲۳۴	۲/۲۵۴	۳/۰۰۳	۲/۱۱۹	۲/۸۴۸	۲/۹۷۳	۲/۴۳۵	۲/۲۱۵
	CR	۰/۲۵۱*	۰/۲۵۴*	۰/۲۹۴*	۰/۲۳۶**	۰/۲۸۳*	۰/۳۸۴**	۰/۲۷۲*	۰/۱۷۱**	۰/۰۱۸*
		۳/۹۱۵	۳/۳۵۰	۳/۰۹۴	۲/۶۰۰	۲/۲۱۵	۲/۰۰۰	۲/۲۸۸	۲/۰۲۵	۲/۸۴۹
	K	۰/۱۷۶**	۰/۱۷۱**	۰/۱۱۵***	۰/۰۸۶**	۰/۰۷۳**	۰/۰۳۶**	۰/۱۳۳*	۰/۱۶۰*	۰/۲۶۱*
		۲/۲۵۵	۲/۱۹۶	۱/۹۸۳	۲/۱۸۳	۲/۱۷۶	۲/۵۷۷	۳/۲۴۸	۳/۶۱۷	۴/۵۰۵
	L	۱/۰۱*	۰/۹۹*	۰/۸۸۳*	۰/۸۷۸*	۰/۸۷۱*	۰/۶۴۰*	۰/۵۹۷*	۰/۶۴۱*	۰/۵۶۹*
		۷/۹۵۴	۶/۸۷۵	۵/۰۳۲	۵/۵۳۰	۵/۰۸۹	۹/۵۹۰	۸/۷۶۳	۹/۵۸۷	۸/۹۵۵
	C	۱۳/۱۲۲*	۱۲/۰۶۵*	۱۱/۴۳۳*	۱۲/۳۸۵*	۱۲/۴۴۴*	۱۳/۹۷۸*	۱۱/۷۲۲*	۹/۷۱۷*	۷/۰۶۹*
		۱۶/۰۱	۱۴/۳۵۲	۱۱/۹۹۸	۱۱/۱۴۶	۱۰/۳۸۷	۹/۷۲۱	۴/۱۷۴	۳/۸۲۲	۴/۴۱۳
	CCPI	۱/۹۲۳*	۱/۲۹۰*	۰/۴۷۷*	۰/۲۰۳**	۰/۰۵۴**	۰/۱۵۱**	۰/۱۲۴*	۰/۱۹۰*	۰/۰۷۱**
		۶/۱۸	۳/۶۱۵	۳/۴۱۹	۲/۸۰	۲/۲۴۶	۲/۷۰	۳/۵۶۰	۳/۱۶۱	۲/۳۸۷
کشورهای با عملکرد متوسط	CR	۰/۴۶۲*	۰/۱۴۷*	۰/۱۰۹*	۰/۱۰۳*	۰/۰۶۹**	۰/۰۲۷	۰/۰۵۳**	۰/۰۷۶***	۰/۱۹۵***
		۴/۵۱۸	۴/۱۷۸	۳/۳۷۳	۳/۲۱۳	۲/۰۰	۱/۴۷۴	۲/۱۸۲	۱/۷۷۳	۱/۹۳۰
	K	۰/۳۱۰*	۰/۱۶۶*	۰/۱۹۴*	۰/۱۶۷*	۰/۱۶۰*	۰/۱۶۷*	۰/۱۵۳*	۰/۱۰۱*	۰/۰۹۲*
		۳/۵۹۰	۳/۸۲۷	۳/۳۲۰	۴/۵۱۳	۵/۱۶۳	۴/۴۲۸	۴/۳۱۵	۳/۸۱۸	۳/۲۱۸
	L	۰/۶۸۶*	۰/۹۰۶*	۰/۸۶۹*	۰/۸۹۶*	۰/۸۹۴*	۰/۸۵۶*	۰/۸۶۹*	۰/۹۱۹*	۰/۹۴۳*
		۸/۵۶۷	۸/۵۱۷	۱۵/۹۸۲	۲۷/۵۴۱	۳۳/۷۵۵	۲۶/۸۲۲	۲۲/۳۰۱	۱۵/۲۹۸	۱۲/۲۹۹
	C	۱۲/۰۷۲*	۹/۰۶۴*	۵/۶۵۹*	۴/۷۴۳*	۴/۴۰۷*	۵/۲۹۷*	۵/۱۷۸*	۴/۲۴۱*	۴/۵۰۹*
		۶/۰۰	۳/۶۷۷	۳/۵۱۲	۳/۴۵۴	۳/۶۴۹	۴/۹۸۳	۴/۷۶۷	۴/۲۰۱	۳/۴۸۷
	CCPI	۰/۹۸۷*	۰/۶۶۰*	۰/۴۲۹*	۰/۲۸۴*	۰/۲۱۳*	۰/۳۶۶*	۰/۲۸۷*	۰/۳۴۵*	۰/۳۴۶**
		۳/۵۹۸	۳/۰۰	۳/۲۲۳	۳/۷۳۳	۳/۴۵۹	۳/۶۷۱	۳/۴۷۳	۳/۴۸۱	۲/۳۷۵
	CR	۰/۱۴۹*	۰/۱۹۰*	۰/۱۴۹*	۰/۲۵۴*	۰/۲۱۱*	۰/۱۴۵*	۰/۱۴۰**	۰/۰۹۳**	۰/۰۷۱**
		۳/۳۷۴	۳/۱۷۳	۳/۶۴۸	۳/۴۶۵	۳/۲۰۵	۲/۹۹	۲/۱۷۵	۲/۵۹۱	۲/۵۳۹
کشورهای با عملکرد قوی	K	۰/۲۸۹*	۰/۳۰۷*	۰/۲۵۳*	۰/۲۴۹*	۰/۲۴۳*	۰/۲۲۱*	۰/۱۸۰*	۰/۰۲۳*	۰/۰۲۴*
		۵/۰۵۸	۸/۳۵۵	۶/۵۵۸	۵/۸۱۰	۶/۱۰۲	۴/۸۷۲	۴/۰۳۵	۳/۴۸۳	۳/۶۶۶
	L	۰/۷۵۴*	۰/۷۶۸*	۰/۸۱۵*	۰/۸۶۳*	۰/۸۸۷*	۰/۹۰۷*	۰/۹۴۳*	۱/۰۱*	۱/۰۲*
		۸/۴۴۸	۷/۴۲۲	۷/۴۵۸	۹/۸۷۷	۹/۷۶۲	۹/۶۱۹	۹/۴۸۸	۹/۷۴۶	۹/۶۶۹
	C	۴/۴۴۹*	۵/۰۳۴*	۴/۷۲۵*	۲/۹۹۸*	۲/۴۹۷*	۰/۵۲۰*	۱/۲۳۶*	۳/۴۹۴*	۶/۲۷۱*
		۴/۳۹۸	۴/۴۵۳	۳/۴۵۳	۳/۳۶۲	۳/۱۵۵	۳/۲۵۳	۳/۴۹۴	۳/۲۲۲	۳/۲۲

(منبع: یافته‌های تحقیق)

یادداشت: *، ** و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

همان‌طور که از جدول (۴) مشاهده می‌شود، شاخص عملکرد تغییر اقلیم (CCPI) در هر سه دسته از کشورهای با عملکرد ضعیف، متوسط و قوی از نظر سیاست‌های اقلیمی و همه دهک‌های ارزش‌افزوده بخش کشاورزی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی است. افزایش شاخص عملکرد تغییر اقلیم به این معنا است که یک کشور از نظر انتشار گازهای گلخانه‌ای، سیاست‌های اقلیمی، مصرف انرژی و انرژی‌های تجدیدپذیر در وضعیت بهتری قرار دارد. در گروه کشورهای با عملکرد ضعیف اقلیمی، ۱ واحد افزایش در CCPI در دهک اول باعث افزایش در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به‌اندازه ۰/۰۴۳ واحد می‌شود و این تأثیر در دهک نهم به ۰/۰۷۱ واحد می‌رسد. همچنین، در کشورهای با عملکرد متوسط اقلیمی، ۱ واحد افزایش در CCPI باعث رشد ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به‌اندازه ۰/۰۷۱ واحد و در دهک اول شده و این تأثیر در دهک نهم به ۱/۹۲۲ واحد می‌رسد که نشان‌دهنده تأثیر قوی CCPI بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی است. تأثیر مثبت CCPI در کشورهای با عملکرد قوی و در دهک اول ۰/۳۴۶ واحدی است و در دهک نهم به ۰/۹۸۷ واحد می‌رسد. از طرف دیگر، شاخص ریسک تغییر اقلیم (CR) نیز در هر سه گروه عملکردی و در تمامی دهک‌های مربوط به ارزش‌افزوده بخش کشاورزی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی است. هنگامی که شاخص ریسک تغییر اقلیم افزایش می‌یابد به این معنا است که شرایط یک کشور از نظر بحران‌های اقلیمی در وضعیت مطلوب‌تری قرار می‌گیرد. در گروه کشورهای با عملکرد ضعیف، ۱ واحد افزایش در CR باعث افزایش ۰/۰۱۸ واحدی در دهک اول شده و این افزایش مثبت در دهک نهم به ۰/۲۵۱ واحد می‌رسد. در گروه کشورهای با عملکرد متوسط و در دهک اول، CR دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار به‌اندازه ۰/۱۹۵ واحد و در دهک نهم دارای تأثیر ۰/۴۶۲ واحدی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی است. در نهایت و در گروه کشورهای با عملکرد قوی، ۱ واحد افزایش در CR موجب افزایش در ارزش‌افزوده بخش کشاورزی به‌اندازه ۰/۰۷۱ و ۰/۱۴۹ به ترتیب در دهک اول و نهم این گروه از کشورها می‌شود. بهبود شرایط تغییرات اقلیمی می‌تواند تأثیرات بسیار مثبتی بر ارزش‌افزوده بخش کشاورزی داشته باشد. این بهبودها می‌تواند در چند زمینه اتفاق بیفتد و نقش‌های مختلفی را تحت پوشش بگیرد. یکی از تأثیرات اصلی بهبود شرایط تغییرات اقلیمی، افزایش محصولات کشاورزی است. با کاهش تنش‌های گرما و خشکسالی، شرایط مساعدتری برای رشد گیاهان به وجود می‌آید که می‌تواند به عملکرد بهتر و افزایش تولید محصولات منجر شود. این افزایش تولیدات، میزان تأمین مواد غذایی را افزایش داده و بهبود امنیت غذایی جامعه را به همراه دارد. علاوه بر این، بهبود شرایط تغییرات اقلیمی می‌تواند منجر به کاهش اثرات آب‌وهوایی طبیعی، مانند سیلاب‌ها و خسارات ناشی از آنها گردد. این مسئله به‌معنای کاهش خسارت‌ها و افزایش پایداری نیروهای انسانی و تولید محصولات کشاورزی محسوس خواهد بود. همچنین، بهبود شرایط تغییرات

اقلیمی می‌تواند انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را افزایش دهد. با کاهش ریسک‌های مرتبط با تغییرات اقلیمی، سرمایه‌گذاران به‌خصوص در زمینه‌های نوآوری و تکنولوژی مرتبط با کشاورزی، احتمال موفقیت بیشتری در زمینه کسب درآمد و سود داشته باشند. درنهایت، بهبود شرایط تغییرات اقلیمی می‌تواند منجر به توسعه پایدار بخش کشاورزی شود. با استفاده از رویکردهای پایدار در کشاورزی مانند کشت مداوم و استفاده بهینه از منابع طبیعی، می‌توان تأثیرات مثبت بر ارزش افزوده این بخش را در طولانی مدت حفظ کرد. به‌طور کلی، بهبود شرایط تغییرات اقلیمی می‌تواند از مزایای مختلفی برای بخش کشاورزی بهره‌مند شود، از جمله افزایش تولیدات، امنیت غذایی، کاهش خسارت‌ها و جذب سرمایه‌گذاری. البته برای دستیابی به این هدف‌ها، نیاز به همکاری دولت‌ها، بخش خصوصی و جامعه بین‌المللی است تا استراتژی‌های مؤثری برای مقابله با تغییرات اقلیمی و تحقق توسعه پایدار در بخش کشاورزی تدوین و اجرا گردد.

متغیر سرمایه ثابت ناخالص (K) نیز در هر سه گروه عملکردی و در تمامی دهک‌ها دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است. در گروه کشورهای با عملکرد ضعیف و در دهک اول، ۱ واحد افزایش در K سبب افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی به اندازه ۰/۲۶۱ واحد شده و در دهک نهم این تأثیر به ۰/۱۷۶ واحد می‌رسد. در کشورهای با عملکرد متوسط نیز در دهک اول و نهم به ترتیب ۱ واحد افزایش در K باعث افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی به اندازه ۰/۰۹۲ و ۰/۳۱۰ واحد شده است. این تأثیر مثبت در کشورهای با عملکرد قوی سبب افزایش ۰/۰۲۴ واحدی در دهک اول و ۰/۲۸۹ واحدی در دهک نهم شده است. افزایش سرمایه ثابت ناخالص در بخش کشاورزی می‌تواند تأثیرات چشمگیری بر ارزش افزوده این بخش داشته باشد. سرمایه ثابت ناخالص شامل سرمایه‌های فیزیکی مانند زمین‌ها، ساختمان‌ها، ماشین‌آلات و تجهیزات کشاورزی می‌شود. این افزایش می‌تواند از طریق چند مسیر متفاوت به توسعه و بهبود بخش کشاورزی کمک کند. یکی از اثرات مهم افزایش سرمایه ثابت ناخالص در کشاورزی، افزایش بهره‌وری و توانمندی تولید است. با دستیابی به تجهیزات و ماشین‌آلات مدرن، کشاورزان قادر به افزایش تولید و بهره‌وری بیشتر در کشت و برداشت محصولات خواهند بود. این امر منجر به افزایش حجم تولیدات کشاورزی و در نتیجه افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌شود. همچنین، افزایش سرمایه ثابت ناخالص می‌تواند باعث بهبود زیرساخت‌های کشاورزی شود. ساختمان‌ها، زیرساخت‌های آبیاری و زهکشی و دیگر تجهیزات مدرن می‌توانند بهبود و بهینه‌سازی شرایط تولید را تسهیل نمایند، این امر بهبود ارزش افزوده بخش کشاورزی را ترویج می‌دهد. علاوه بر این، افزایش سرمایه ثابت ناخالص می‌تواند از نظر فناوری و نوآوری در بخش کشاورزی تحولاتی را ایجاد کند. با سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه تکنولوژی‌های نوین کشاورزی، می‌توان روش‌های کشاورزی مدرن، استفاده از منابع بهینه‌تر، و کاهش

هدررفت منابع را به حداکثر رساند. این تحولات فناورانه باعث بهبود ارزش افزوده بخش کشاورزی و افزایش اثربخشی آن خواهد شد.

متغیر نیروی کار (L) در هر سه گروه عملکردی و در تمامی دهک‌ها دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی است. در گروه کشورهای با عملکرد ضعیف و در دهک اول، ۱ واحد افزایش در L سبب افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی به اندازه ۰/۵۶۹ واحد شده و در دهک نهم این تأثیر به ۱/۰۱ واحد می‌رسد. در کشورهای با عملکرد متوسط نیز در دهک اول و نهم به ترتیب ۱ واحد افزایش در L باعث افزایش در ارزش افزوده بخش کشاورزی به اندازه ۰/۹۴۳ و ۰/۶۸۶ واحد شده است. این تأثیر مثبت در کشورهای با عملکرد قوی سبب افزایش ۱/۰۲ واحدی در دهک اول و ۰/۷۵۴ واحدی در دهک نهم شده است. افزایش نیروی کار در بخش کشاورزی تأثیرات چشمگیری بر ارزش افزوده این بخش خواهد داشت. نیروی کار یکی از عوامل اساسی تولید و توسعه اقتصادی در بخش کشاورزی است و با توجه به رابطه مستقیمی که بین نیروی کار و تولید محصولات کشاورزی وجود دارد، تأثیرات بسیاری را بر این بخش خواهد گذاشت. افزایش نیروی کار به معنای دسترسی به نیروی انسانی بیشتر در کشاورزی است که این امر می‌تواند به افزایش حجم تولیدات کشاورزی و بهبود توزیع محصولات منجر شود. نیروی کار افزایش یافته باعث انجام فعالیت‌های بیشتر در زمین‌های کشاورزی، کاشت و برداشت به موقع تر محصولات و کاهش ضایعات و هدررفت‌ها می‌شود. همچنین، افزایش نیروی کار می‌تواند باعث بهبود بهره‌وری در کشاورزی شود. افراد با تخصص‌های مختلف و تجربه بالاتر می‌توانند از روش‌ها و فناوری‌های پیشرفته‌تر استفاده کنند و روش‌های بهینه‌تری برای کاشت، آبیاری، و کنترل آفات و بیماری‌ها را به کار ببرند که بهبود بهره‌وری کشاورزی را تسهیل می‌کند. از طرف دیگر، بخش کشاورزی یکی از بخش‌های اشتغال‌زا و مهم اقتصادی است. افزایش نیروی کار می‌تواند ایجاد فرصت‌های شغلی جدید و کاهش نرخ بیکاری را به همراه داشته باشد. ایجاد اشتغال در مناطق روستایی می‌تواند از مهاجرت افراد به شهرها جلوگیری کند و به کاهش فقر در این مناطق کمک کند. افزایش نیروی کار و توسعه بخش کشاورزی می‌تواند انگیزه‌های سرمایه‌گذاران را در این بخش افزایش دهد. با تأمین نیروی کار کافی و مهارت‌دار، سرمایه‌گذاران به سهولت می‌توانند در زمینه‌های مختلف کشاورزی سرمایه‌گذاری کنند و باعث افزایش ارزش افزوده و توسعه این بخش گردند. در ادامه آزمون‌های برابری شیب‌ها و تقارن ضرایب برای هر سه گروه عملکردی ارائه می‌شود.

جدول ۵: نتایج آزمون برابری شیبها برای هر سه گروه عملکردی

گروه‌های عملکردی	متغیر	$Q_{0.25}=Q_{0.5}$	$Q_{0.5}=Q_{0.75}$
کشورهای با عملکرد ضعیف	CCPI	آماره	-۰/۰۲۸
		احتمال	۰/۳۸۹
	CR	آماره	۰/۰۸۰
		احتمال	۰/۲۹۳
	K	آماره	۰/۰۷۸
		احتمال	۰/۳۴۷
	L	آماره	-۰/۰۷۷
		احتمال	۰/۲۶۹
کشورهای با عملکرد متوسط	CCPI	آماره	۰/۸۵۸
		احتمال	۰/۲۰۶
	CR	آماره	۰/۰۱۷
		احتمال	۰/۱۰۳
	K	آماره	-۰/۰۹۴
		احتمال	۰/۱۰۲
	L	آماره	-۰/۰۷۴
		احتمال	۰/۱۶۸
کشورهای با عملکرد قوی	CCPI	آماره	۰/۲۷۰
		احتمال	۰/۴۸۰
	CR	آماره	-۰/۰۴۵
		احتمال	۰/۶۰۰
	K	آماره	-۰/۰۲۷
		احتمال	۰/۴۴۱
	L	آماره	۰/۰۸۵
		احتمال	۰/۱۴۹

(منبع: یافته‌های تحقیق)

یکی از مهم‌ترین مزیت‌های روش رگرسیون چندکی در مقایسه با سایر روش‌ها مانند حداقل مربعات معمولی، اندازه‌گیری شیبها در چندک‌های مختلف است. در روش رگرسیون چندکی، چندک‌های مختلف دارای شیبهای متفاوتی خواهند بود و نشانگر اثرگذاری متفاوت متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در چندک‌های مختلف است. از طرفی ممکن است که بین دو یا چند چندک این تفاوت خیلی معنی‌دار یا قابل توجه نباشد؛ لذا براساس آزمون برابری شیبها می‌توان به این مهم دست پیدا کرد که آیا بین چندک‌های مختلف تفاوت معنی‌داری در شیبها وجود دارد یا خیر. براساس این آزمون می‌توان دریافت که آیا تفاوت اساسی در برآورد پارامترها با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و روش رگرسیون چندکی وجود دارد یا خیر. نتایج آزمون برابری شیبها برای هر سه گروه عملکردی در جدول (۵) نشان می‌دهد که فرضیه صفر دال بر برابری چندکی‌های متوالی در سطح خطای ۵ درصد رد نشده است.

جدول ۶: نتایج آزمون تقارن مدل برای هر سه گروه عملکردی

گروه‌های عملکردی	متغیر / تقارن بین چندکی‌ها	۰/۱۰ - ۰/۹۰	۰/۳۰ - ۰/۷۰
کشورهای با عملکرد ضعیف	CCPI	آماره	-۰/۱۸۷ - ۰/۱۶
		احتمال	۰/۱۸۷ - ۰/۱۸۳
	CR	آماره	-۰/۱۶۷ - ۰/۲۲
		احتمال	۰/۴۲۶ - ۰/۲۴۲
	K	آماره	-۰/۱۶۸ - ۰/۱۶۱
		احتمال	۰/۳۱۷ - ۰/۲۲۵
	L	آماره	-۰/۱۰۶ - ۰/۲۵۱
		احتمال	۰/۱۷۷ - ۰/۱۶۶
	C	آماره	-۰/۷۸۱ - ۰/۰۸۵
		احتمال	۰/۳۰۱ - ۰/۴۰۷
کشورهای با عملکرد متوسط	CCPI	آماره	-۰/۳۴۱ - ۰/۳۴۳
		احتمال	۰/۳۷۰ - ۰/۲۱۶
	CR	آماره	-۰/۰۷۳ - ۰/۰۲۶
		احتمال	۰/۴۰۵ - ۰/۵۱۸
	K	آماره	-۰/۰۹۱ - ۰/۰۲۹
		احتمال	۰/۳۷۲ - ۰/۴۷۶
	L	آماره	-۰/۰۲۵ - ۰/۰۴۹
		احتمال	۰/۲۴۱ - ۰/۲۰۳
	C	آماره	۰/۸۶۶ - ۰/۳۷۱
		احتمال	۰/۱۹۰ - ۰/۳۴۹
کشورهای با عملکرد قوی	CCPI	آماره	۰/۴۲۶ - ۰/۳۴۵
		احتمال	۰/۶۲۲ - ۰/۵۳۳
	CR	آماره	-۰/۱۱۳ - ۰/۰۸۷
		احتمال	۰/۵۳۸ - ۰/۴۵۰
	K	آماره	-۰/۱۴۹ - ۰/۰۴۷
		احتمال	۰/۳۷۲ - ۰/۳۲۵
	L	آماره	۰/۰۱۸ - ۰/۰۲۰
		احتمال	۰/۴۲۰ - ۰/۴۳۱
	C	آماره	۱/۹۵۵ - ۰/۱۴۲
		احتمال	۰/۶۳۲ - ۰/۵۵۷

(منبع: یافته‌های تحقیق)

آزمون تقارن چندک‌ها یکی از آزمون‌های مهم روش رگرسیون چندکی است که براساس آن، می‌توان نتیجه گرفت که تفاوت معنی‌داری در ضرایب چندک‌های متقارن وجود دارد یا خیر. در صورتی که تفاوت معنی‌دار در ضرایب چندک‌های متقارن وجود نداشته باشد، نشان از اثرگذاری یکسان متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در چندک‌های متقارن است و برعکس. آزمون تقارن چندکی‌ها در جدول (۶) نشان می‌دهد که در چندکی‌های مورد بررسی در مورد همه متغیرهای پژوهش فرضیه صفر مبنی بر تقارن نتایج در سطح خطای ۵ درصد رد نشده است و تأیید می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری

امروزه بحران تغییرات اقلیمی به یکی از مهم‌ترین چالش‌های بشر در قرن حاضر تبدیل شده است. دانشمندان و پژوهشگران دلیل اصلی ایجاد تغییرات اقلیمی را فعالیت‌های مخرب بشر جهت دستیابی به منابع بیشتر برای رفع نیازها و خواسته‌های آن می‌دانند. گرمایش زمین، افزایش سطح آب دریاها و اقیانوس‌ها، رانش زمین، سیل و خشکسالی تنها بخشی از تبعات مربوط به بحران تغییرات اقلیمی است. در این بین بخش کشاورزی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی جهت تأمین غذای انسان تحت تأثیر تغییرات اقلیمی قرار دارد و می‌تواند آینده بشر را به دلیل کمبود منابع غذایی با خطر جدی مواجه کند. هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر دو متغیر اقلیمی شامل ریسک تغییر اقلیم و شاخص عملکرد تغییر اقلیم بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در ۵۴ کشور عضو شاخص عملکرد تغییر اقلیم و به تفکیک سه گروه با عملکرد قوی (۱۶ کشور)، عملکرد متوسط (۲۸ کشور) و عملکرد ضعیف (۱۰ کشور) طی دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰ و با استفاده روش رگرسیون چندکی در داده‌های تابلویی است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که هر دو متغیر شاخص عملکرد تغییر اقلیم و ریسک تغییرات اقلیمی دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی در هر سه گروه عملکردی و در تمامی دهک‌ها است. این بدان معناست که افزایش عملکرد تغییر اقلیم و افزایش ریسک تغییر اقلیم که هر دو به معنای بهبود شرایط اقلیمی در یک کشور است، ارزش افزوده بخش کشاورزی را تحت تأثیر مثبت خود قرار می‌دهد. نتایج پژوهش حاضر با نتایج مطالعات میگل و همکاران (۲۰۲۰)، چاندیو و همکاران (۲۰۱۹)، آگویو و همکاران (۲۰۱۹)، رحیم و پوآی (۲۰۱۷)، چن و همکاران (۲۰۱۶)، جانجو و همکاران (۲۰۱۴) و توکوناگا و همکاران (۲۰۱۵) در یک راستا و همسو است. از طرف دیگر، با توجه به نتایج پژوهش حاضر توصیه‌های سیاستی ذیل جهت کاهش بحران تغییرات اقلیمی و افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی ارائه می‌شود.

- تشویق به کشت مداوم و کاهش زمین‌های فلاحی: دولت‌ها می‌توانند سیاست‌ها و طرح‌های تشویقی برای کشاورزان اجرا کنند تا از کشت مداوم استفاده کنند و به‌جای افزایش زمین‌های فلاحی، از بهینه‌سازی و بهره‌برداری بهتر از زمین‌های موجود استفاده کنند.
- ارتقای بهره‌وری منابع آبی: دولت‌ها می‌توانند برنامه‌ها و طرح‌هایی را برای بهبود مدیریت منابع آبی ارائه دهند، از جمله ایجاد سیستم‌های کشاورزی آب‌بر کم‌مصرف، ترویج آبیاری مکانیزه و مدیریت هوشمند آب‌ها.
- ترویج استفاده از نژادها و اصطلاحات مقاوم به تغییرات اقلیمی: دولت‌ها می‌توانند کشاورزان را تشویق به استفاده از نژادها و اصطلاحات مقاوم به تغییرات اقلیمی کنند تا محصولات بادوام‌تر و مقاوم‌تر به شرایط اقلیمی تولید شوند.
- تحقیق و توسعه فناوری‌های کشاورزی: سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه فناوری‌های کشاورزی می‌تواند بهبود بهره‌وری و افزایش تولید را تسهیل کند. ارتقای سطح فناوری

کشاورزی و ترویج کشاورزی هوشمند، مدیریت داده‌ها و کاربرد اینترنت اشیا می‌تواند به بهبود شرایط اقلیمی و افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی کمک کند.

- ارتقای آموزش و آگاهی: افزایش آگاهی کشاورزان در مورد تغییرات اقلیمی و روش‌های پایدار کشاورزی می‌تواند به افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی کمک کند. آموزش مدیریت منابع طبیعی، کشت مداوم و استفاده بهینه از آب و خاک به کشاورزان می‌تواند باعث بهبود عملکرد و بهره‌وری بخش کشاورزی شود.
- تشویق به مشارکت بین‌المللی: همکاری‌ها و تبادل تجربیات بین کشورها در زمینه مقابله با تغییرات اقلیمی می‌تواند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد. دولت‌ها می‌توانند از طریق همکاری‌ها و تبادل‌ها با کشورهای دیگر، بهره‌وری و ارتقای توانمندی‌ها در بخش کشاورزی را تقویت کنند.

تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافی بین آنان وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

تمامی نویسندگان به یک اندازه در نگارش مقاله سهم دارند.

References

- Abidoye, B. O., & Odusola, A. F. (2015). Climate Change and Economic Growth in Africa: An Econometric Analysis. *Journal of African Economies*, 24 (2), 277-301. <https://doi.org/10.1093/jae/eju033>
- Agovino, M., Casaccia, M., Ciommi, M., Ferrara, M., & Marchesano, K. (2019). Agriculture, climate change and sustainability: The case of EU-28. *Ecological Indicators*, 105, 525-543.
- Ahmadzadeh, K., Manochehri, S., Amani, R., & Samadipour, S. (2022). Climate Change, Trade and Income Inequality: A Quantile Panel Regression Approach. *Journal of Economics and Modeling*, 13(1), 57-92. doi: 10.29252/jem.2022.227221.1755. [In Persian]
- aleemran, R., & aleemran, S. A. (2021). The Economic Factors Affecting the Value Added of Iran's Agricultural Sector. *Agricultural Economics Research*, 13(1), 191-206. [In Persian]
- Amani, R., & Ahmadzadeh, K. (2022). Investigating the Impact of Technology, Innovation and Globalization on Income Inequality. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 57(2), 221-257. doi: 10.22059/jte.2023.348637.1008720. [In Persian]
- Amani, R., Ahmadzadeh, K., & Habibi, F. (2023). Investigating the Impact of Operational Risk on Economic Growth in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(46), 167-206. doi: 10.22084/aes.2022.26589.3487. [In Persian]
- Amirnejad, H., & Asadpour kordi, M. (2017). Effects of Climate Change on Wheat Production in Iran. *Agricultural Economics Research*, 9(35), 163-182. [In Persian]
- Baul, T.K.; McDonald, M. (2015) Integration of Indigenous knowledge in addressing climate change. *Indian J. Tradit. Knowl*, 1, 20–27.
- Berthelin, J., Laba, M., Lemaire, G., Powlson, D., Tessier, D., Wander, M., & Baveye, P. C. (2022). Soil carbon sequestration for climate change mitigation: Mineralization kinetics of organic inputs as an overlooked limitation. *European Journal of Soil Science*, 73(1), e13221. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/ejss.13221>
- Borhan, H., Elsadiq M. A., & Mizan, H. (2013). CO₂, quality of life and economic growth in East Asian 8. *Journal of Asian Behavioural Studies* 3(8), 14-24.
- Chandio, A. A., Jiang, Y., Rehman, A., & Rauf, A. (2020). Short and long-run impacts of climate change on agriculture: an empirical evidence from China. *International Journal of Climate Change Strategies and Management*, 12(2), 201-221.
- Chen, S., Chen, X., & Xu, J. (2016). Impacts of climate change on agriculture: Evidence from China. *Journal of Environmental Economics and Management*, 76, 105-124.
- Christiaensen, L., L. Demery, & J. Köhl. (2006). The Role of Agriculture in Poverty Reduction: An Empirical Perspective. *World Bank Policy Research Working Paper 4013* (September), 1-49.
- Costinot, A.; Donaldson, D.; & Smith, C. (2016) Evolving comparative advantage and the impact of climate change in agricultural markets: Evidence from 1.7 million fields around the world. *J. Pol. Econ*, 124, 20–25. [CrossRef]

- Davino, C., Furno, M., & Vistocco, D. (2013). Quantile Regression: Theory and Applications. *Quantile Regression: Theory and Applications*. <https://doi.org/10.1002/9781118752685>
- De Hoyos, R. E., & D. Medvedev. (2009). Poverty Effects Of Higher Food Prices. *World Bank Policy Research Working Paper*, 4887, 1-34.
- Dell, M., Jones, B. F., & Olken, B. A. (2008). Climate change and economic growth: evidence from the last half century. *Working Paper*, 14132. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. doi: 10.3386/w14132
- Esham, M., & Garforth, C. (2013). Agricultural adaptation to climate change: insights from a farming community in Sri Lanka. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 18(5), 535-549.
- Estern N. (2006). *The Eastern review on the economics of climate change*. Cambridge: Cambridge university press, 662.
- Ewert, F., Rounsevell, M.D.A., Reginster, I., Metzger, M.G. & Leemans, R.(2005). Future scenarios of European agricultural land use. I. Estimating changes in crop productivity. *Agricultura Ecosystem Environmental*, 107, 101-116.
- Ghaffari Esmaeili, S., Akbari, A., & Kashiri Kolaei, F. (2019). The Impact of Climate Change on Economic Growth of Agricultural Sector in Iran (Dynamic Computable General Equilibrium Model Approach). *Journal of Agricultural Economics and Development*, 32(4), 333-342. doi: 10.22067/jead2.v32i4.69897. [In Persian]
- Godfray, H. C., Beddington, J. R., Crute, I. R., Haddad, L., Lawernce, D., Muor, J. F., Pretty, J., Robinson, S., Thomas, S. M., & Toulmin, C. (2010). Food Security: The Challenge of Feeding 9 Billion People. *Science*, 327(5967), 812-818. DOI: 10.1126/scien ce.1185383
- Gregorio, G.B., Islam, M.R., Vergara, G.V., Thirumeni, S. (2013). Recent advances in rice science to design salinity and other abiotic stress tolerant rice varieties. *SABRAO J. Breed. Genet*, 45, 31-41.
- Henry de Frahan, L., Lauwers, G., Van Huylenbroeck, J., Van Meensel, (2020). Positive mathematical programming for agricultural and environmental policy analysis: review and practice *Handbook of Operations Research in Natural Resources*, 5(20), 129-154.
- Homani, F., Shahbazi, M., & Afkajo, H. (2018). Investigating the non-linear impact of financial development on the added value of the agricultural sector in the G8 member countries. *Agricultural Economics Research*, 38(10), 135-154. <https://www.cbi.ir/>
<https://www.fao.org/home/en>
<https://www.germanwatch.org>
- Huang, H., von Lampe, M., & van Tongeren, F. (2011). Climate change and trade in agriculture. *Food Policy*, 36, S9-S13.
- Janjua, P.Z., Samad, G. & Khan, N. (2014). Climate Change and Wheat Production in Pakistan; autoregressive distributed lag approach, *NJAS - Wageningen Journal of Life Sciences*, 68; 13-19.

- Karimi, M., Sharifi, L., & Torkaman, M. (2021). Economic Evaluation of Agricultural Sector in Fars Province as a Result of Climate Change. *Geography and Environmental Planning*, 32(1), 119-136. doi: 10.22108/gep.2021.122484.1290. [In Persian]
- Karimi, V., Karami, E., & Keshavarz, M. (2018). Climate change and agriculture: Impacts and adaptive responses in Iran. *Journal of Integrative Agriculture*, 17(1), 1-15. [In Persian]
- Kemfert C. (2009). Climate protection requirements- the economic impact of climate change. *Handbook Utility Management*, 725-739.
- KH, S., B, F., & M, S. (2015). The Effects of Climate Change on Agricultural Production and Iranian Economy. *Agricultural Economics Research*, 7(25), 113-135. [In Persian]
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge University Press. <https://doi.org/DOI: 10.1017/CBO9780511754098>
- Koocheki, A., Nasiri mahalati, M., & Jafari, L. (2015). Evaluation of Climate Change Effect on Agricultural Production of Iran: I. Predicting the Future Agroclimatic Conditions. *Iranian Journal of Field Crops Research*, 13(4), 651-664. doi: 10.22067/gsc.v13i4.51156. [In Persian]
- Lee, J., De Gryze, S., & Six, J. (2011). Effect of climate change on field crop production in California's Central Valley. *Climatic Change*, 109, 335-353.
- Roberts, M.J. & W. Schlenker, (2013). Identifying Supply and Demand Elasticities of Agricultural Commodities: Implications for the Us Ethanol Mandate. *American Economic Review*, 103, 2265-2295.
- Malakootikhah, Z., & Farajzadeh, Z. (2020). Climate change impact on agriculture value added. *Eqtesad-E Keshavarzi Va Towse'e*, 28(111), 1-30. SID. [In Persian] <https://sid.ir/paper/397010/en>.
- Malhi, G. S., Kaur, M., & Kaushik, P. (2021). Impact of climate change on agriculture and its mitigation strategies: A review. *Sustainability*, 13(3), 1318.
- Marchau, V.A.W.J., Walker, W.E., Bloemen, P.J.T.M., Popper, S.W., (2019). Decision Making under Deep Uncertainty: from Theory to Practice. *Springer International Publishing*, 8(19), 44-53.
- Masud, M. M., Azam, M. N., Mohiuddin, M., Banna, H., Akhtar, R., Alam, A. F., & Begum, H. (2017). Adaptation barriers and strategies towards climate change: Challenges in the agricultural sector. *Journal of cleaner production*, 156, 698-706.
- meyghani, S., Khodaparast Mashadi, M., & Salehnia, N. (2021). The Impacts of Climate Change on Value-Added Agriculture in the MENA Region. *Journal Of Economics and Regional Development*, 27(20), 129-158. [In Persian] doi: 10.22067/erd.2021.67927.1003
- Momeni, F. D., & Banouei, S. AA (2018). The Importance of the Agricultural Sector in Maintaining the Economic-Social Equilibrium of Iran's Urban and Rural Structures. *Quarterly Journal of Space Economy & Rural Development*, 6(4), 17-46. [In Persian]

- negintaji, Z., & omidi kia, M. (2014). The Effect of Banking Facilities on Macroeconomic Variables of Agriculture. *Economic Modelling*, 7(24), 71-87. [In Persian]
- Ozdemir, D. (2022). The impact of climate change on agricultural productivity in Asian countries: a heterogeneous panel data approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(6), 8205-8217. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-16291-2>
- Panahi, H. & Esmaeel Darjani, N. (2020). Effects of Global Warming and Climate Changes on Economic Growth (Case Study: Iran provinces during 2002-2012). *Journal of Environmental Science and Technology*, 22(1 (92)), 79-88. SID. [In Persian] <https://sid.ir/paper/360917/en>.
- Parrado, R., Pérez-Blanco, C.D., Gutiérrez-Martín, C., Standardi, G., (2019). Micro-macro feedback links of agricultural water management: insights from a coupled iterative positive Multi-Attribute Utility Programming and Computable General Equilibrium model in a Mediterranean basin. *Hydrol*, 569: 291-309.
- Pauw, K., Thurlow, J., & van Seventer, D. (2010). Droughts and floods in Malawi. *Assessing the Economywide Effects. International Food Policy Research Institute (IFPRI) Discussion Paper*, 962, 1-44.
- Rahim, S., & Puay, T. G. (2017). The impact of climate on economic growth in Malaysia. *Journal of Advanced Research in Business and Management Studies*, 6(2), 108-119.
- Raihan, A., & Tuspekova, A. (2022). Dynamic impacts of economic growth, energy use, urbanization, tourism, agricultural value-added, and forested area on carbon dioxide emissions in Brazil. *Journal of Environmental Studies and Sciences*, 12(4), 794-814. <https://doi.org/10.1007/s13412-022-00782-w>
- Shahbazi, K., & Saeidpour, L. (2013). Threshold Effects of Financial Development on Economic Growth in D-8 Countries. *Economic Growth and Development Research*, 3(12), 38-21. [In Persian]
- Sharifi Renani, H., Tavakoli, A., & Honarvar, N. (2014). Effect of Agricultural Credit Banks on The Value Added of Agricultural Sector in Iran. *Eqtesad-E Keshavarzi va Towse'e*, 21(84), 205-227. SID. [In Persian] <https://sid.ir/paper/24571/en>.
- Shiryaevskaya, A., Laura Millan, L., & Olga, T. (2020). *Longest Arctic Shipping Season Tops Off a Year of Climate Disasters*. Bloomberg, December 13.
- Song, Y., Zhang, B., Wang, J., & Kwek, K. (2022). The impact of climate change on China's agricultural green total factor productivity. *Technological Forecasting and Social Change*, 185, 122054. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.122054>
- Tokunaga S., Okiyama M., and Ikegawa M. 2015 Dynamic panel data analysis of the impacts of climate change on agricultural production in japan. *Japan Agricultural Research Quarterly*, 49(2): 149-157.
- Van Meijl, H., Havlik, P., Lotze-Campen, H., Stehfest, E., Witzke, P., Domínguez, I. P., & van Zeist, W. J. (2018). Comparing impacts of climate change and mitigation on global agriculture by 2050. *Environmental research letters*, 13(6), 064021.
- Wreford, A., Ignaciuk, A., & Gruère, G. (2017). Overcoming barriers to the adoption of climate-friendly practices in agriculture.

Climate Change Risk, Performance, and Value Added in Agricultural Sector

Ramin Amani¹
Zanko Ghorbani²
Zana Mozaffari³

Received: 2023/08/23

Accepted: 2023/09/12

Introduction

Climate change can occur once in a thousand years. However, recent abrupt and severe climate shifts have emerged as a significant concern within societies and a substantial environmental challenge. Escalating temperature, polar ice melting, global sea level rise, and shifting weather patterns, all stem from climate change. One of the pathways towards achieving sustainable development involves the advancement of the agricultural sector, a vital economic segment. Progress in almost all sectors of economy, even the industry sector is closely correlated to growth in agriculture. Looking at the experiences of leading countries in agricultural production, the utilization of capital equipment across various agricultural activities has proven to enhance the productivity of factors like land, labor, and management. This, in turn, results in decreased production costs, increased investment returns, surplus domestic supply, and expanded agricultural product exports. The world confronts a climate change crisis due to widespread and damaging human pursuits aimed at resource acquisition. The repercussions of climate change, including rising sea levels, global warming, floods, droughts, and landslides, pose substantial threats to human existence. Among economic sectors, agriculture holds a particularly critical role in ensuring the sustenance of human populations. Yet, climate change places the agricultural sector under a severe risk, jeopardizing its capacity to provide food for humanity. Hence, the principal objective of this current study is to explore the impact of two climatic variables i.e. climate change risk and climate change performance index, on the added value of the agricultural sector across 54 member countries of the climate change performance index. These countries are categorized into three groups: strong performance (16 countries), moderate performance (28 countries), and poor performance (10 countries). The study period spans from 2010 to 2020, and the quantile regression method is employed on panel data to conduct the analysis.

-
1. 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
 2. M.Sc. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: zanko.ghorbani@uok.ac.ir
 3. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran (corresponding author). Email: z.mozaffari@uok.ac.ir

Methodology

The general definition of quantile regression states that if the linear regression model is assumed as the following equation, we have:

$$y_i = 'x_i\beta_\tau + u_{ti}. \quad 0 < \tau < 1 \quad (1)$$

$Quant_\tau(y_i|x_i) = x_i\beta_\tau$ (2) Equation (2) shows the τ th conditional quantile function of the y distribution under the condition of random variables x in which the following condition holds:

$$Quant_\tau(u_{ti}|x_i) = 0 \quad (3)$$

In the quantile regression structure, the effect of observable features on the conditional distribution is estimated through the process of minimizing the absolute value of the error element. To estimate the model coefficients, the absolute value of the errors with appropriate weighting is used:

$$\text{Min } \sum_{y_i \geq 'x_i\beta} \tau|y_i - 'x_i\beta| + \sum_{y_i < 'x_i\beta} (1 - \tau)|y_i - 'x_i\beta| \quad (4)$$

As mentioned, quantile regression is resistant to outliers. However, this method is not intended to recognize the heterogeneity of a country. In this research, the quantile panel regression method with fixed effects is used, which makes it possible to estimate the effects of conditional heterogeneous covariance of inflation rate stimuli, thus controlling invisible individual heterogeneities. A suitable method has been suggested by Koner (2004) for solving such problems. He considers invisible fixed effects as parameters that are jointly estimated with the effects of auxiliary variables for different quantiles. The unique feature of this method is that it introduces a penalty term in the minimization to address the computational problem of a set of parameters; The parameters are calculated as follows:

$$\min_{(\alpha, \beta)} \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N w_k \rho_{\tau k} \left(y_{it} - \alpha_i - x_{it}^T \beta(\tau_k) \right) + \lambda \sum_i^N |\alpha_i| \quad (6)$$

In equation (6), i represents the number of countries (N), T represents the index for the number of observations of each country, K represents the quantile index, x is the matrix of explanatory variables, and $\rho_{\tau k}$ is the quantile loss function. Also, W_k represents the relative weight for the kth quantile. λ is an adjustment parameter that reduces individual effects to zero to improve the performance of β estimates. If λ tends to zero, the penalty term is eliminated and a conventional fixed effects estimator is obtained. Whereas if λ tends to infinity, an estimate of the model is obtained without fixed effects. In this research, $\lambda = 1$ (Damette and Delacote, 2012).

Results and Discussion

The results of this research show that both climate change performance index variables and climate change risk have a positive and significant effect on the added value of the agricultural sector in all three functional groups and all deciles. This means that an increase in climate change performance and an increase in climate change risk, both of which represent the improvement of climate conditions in a country, which have a positive effect on the added value of the agricultural sector.

Conclusion

Nowadays, climate change crisis has become one of the most critical challenges facing humanity in the present century. Scientists and researchers attribute the main cause of climate change to destructive human activities aimed at obtaining more resources to meet their needs and desires. Global warming, rising sea and ocean levels, landslides, floods, and droughts are just some of the consequences related to the climate change crisis.

Within this context, agricultural sector, as one of the most important economic sectors for providing human food, is under the influence of climate change and could seriously endanger the future of humanity due to food resource scarcity. The main objective of this research is to examine the impact of two climate variables, namely climate change risk and climate change performance index, on the value added by the agricultural sector in 54 countries categorized into three groups: strong performance (16 countries), moderate performance (28 countries), and poor performance (10 countries) during the period from 2010 to 2020, using a multiple regression method on tabular data.

The results of this study indicate that both climate change performance index and climate change risk have a positive and significant impact on the value added by the agricultural sector in all three performance groups and throughout all decades. This means that increasing climate change performance and climate change risk, both of which signify improved climate conditions in a country, positively affect the value added by the agricultural sector.

Keywords: Agricultural Sector Added Value, Climate Change Risk, Climate Change Performance Index, Quantitative Regression Method

JEL Classification: Q10, Q54, C23

بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر امنیت انرژی در ایران

پروین علی‌مرادی افشار^۱

وحید عزیزی^۲

سمیه فاتحی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۷/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۵/۲۹

چکیده

در حال حاضر، توسعه اقتصادی و رفاه عمومی بدون داشتن منابع انرژی مطمئن و پایدار امکان‌پذیر نیست. بنابراین، تأمین امنیت انرژی از اولویتهای اساسی هر جامعه و حکومتی به‌شمار می‌رود. از طرفی امنیت انرژی ارتباط تنگاتنگی با زندگی و فعالیت‌های تولیدی انسان دارد و به‌شدت با افزایش تعداد رویدادهای شدید طبیعی مرتبط است. بنابراین این پژوهش با هدف بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر امنیت انرژی در ایران، طی دوره زمانی (۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸) انجام شده است. جهت برآورد مدل و ارائه نتایج از روش اقتصادسنجی حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) استفاده شد. براساس نتایج این مطالعه متغیرهای باز بودن تجارت و رشد اقتصادی تأثیرات نامطلوبی بر امنیت انرژی دارد. شاخص صنعتی شدن، نوآوری تکنولوژیک و نرخ رشد شهرنشینی اثر مثبت و معنی‌داری بر امنیت انرژی دارد. با توجه به هدف اصلی تحقیق نتایج نشان می‌دهد که با افزایش تعداد بلایای طبیعی، امنیت انرژی کاهش می‌یابد. یافته‌های این مطالعه می‌تواند مرجعی برای لزوم ارتقای مدیریت انرژی باشد.

واژگان کلیدی: امنیت انرژی، بلایای طبیعی، حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده

طبقه‌بندی JEL: C22, Q40, Q54

۱. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسنده مسئول)
Pam.Afshar@uok.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی‌ارشد اقتصاد نظری، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
VahidAzizi8@gmail.com

۳. دانشجوی کارشناسی‌ارشد اقتصاد انرژی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
Somaye.Fatehi0427@gmail.com

۱. مقدمه

از نظر اقتصاددانانی مانند آیرس و نایر^۱ (۱۹۸۴) انرژی تنها عامل اولیه تولید است که توسط قوانین ترمودینامیک تعیین می‌شود و تولید کالاهای اقتصادی نیازمند مصرف فراوان انرژی در تولید است؛ از این‌رو انرژی مهم‌ترین عامل رشد و نیروی کار و سرمایه‌های واسطه‌ای هستند که به انرژی وابسته هستند. از طرفی اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت^۲ (۱۹۷۸) و دنیسون^۳ (۱۹۷۹، ۱۹۸۵) بیان می‌کنند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه دارد، به‌طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی اثرگذار است؛ و نقش انرژی در ایجاد رشد اقتصادی بسیار کم اهمیت و یک نهاده واسطه‌ای است (استرن^۴، ۱۹۹۳). براساس مدل سولو، تابع تولید $Y=f(K,L,E)$ نشان می‌دهد که تولید تابعی از سرمایه، نیروی کار و انرژی است. در این مدل انرژی یک مقدار ذخیره شده است که دوباره جایگزین نمی‌شود. به‌طوری‌که یا در روند فرآیند اقتصادی تمام می‌شود، یا در فاکتور تولید لحاظ نمی‌شود. بنابراین انرژی نهاده مهمی در فرآیند تولید است، اما کاهش امنیت انرژی می‌تواند اثرات نامطلوبی بر اقتصادهای درحال توسعه داشته باشد و در نتیجه مانع رشد اقتصادی کشورها در بلندمدت شوند (لین و رازا^۵، ۲۰۲۰). در دهه‌های اخیر انرژی به عنوان مهم‌ترین کالای تجاری در اقتصاد بین‌الملل تبدیل شده است. با شروع انقلاب صنعتی و شکل‌گیری صنایع ماشینی، انرژی به‌عنوان یکی از عوامل اولیه تولید در صنایع مختلف شناخته شد. به تدریج با ادامه روند رشد و توسعه اقتصادی و مدرنیزه شدن صنایع، انرژی بیش از پیش اهمیت خود را در روند توسعه کشورها پیدا کرد. از این‌رو انرژی نقش اساسی در اقتصاد، در سمت عرضه و تقاضا دارد. در سمت تقاضا، انرژی یکی از محصولات است که مصرف‌کننده تصمیم می‌گیرد برای به حداکثر رساندن مطلوبیت خود مصرف کند. در سمت عرضه، انرژی علاوه بر سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه، عامل کلیدی تولید است و نقش حیاتی در توسعه اقتصادی و اجتماعی کشورها ایفا می‌کند. بنابراین انرژی عنصر کلیدی در افزایش رشد اقتصادی، استانداردهای زندگی و بهبود عملکرد بخش‌های مختلف اقتصاد همچون بخش خانگی، صنعت، کشاورزی و حمل و نقل است (جاروان و همکاران^۶، ۲۰۰۶).

با توجه به اهمیت دسترسی به انرژی در جهان امروز برای توسعه و برنامه‌ریزی یک سیستم انرژی پایدار؛ از دیدگاه‌های اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و زیست‌محیطی بحث تضمین امنیت انرژی در برنامه‌های توسعه اقتصادی جوامع به عنصری حیاتی تبدیل شده است (آگوتیس و همکاران^۷، ۲۰۱۷؛ لی و نگوین^۸، ۲۰۱۹). به‌طوری‌که در حال حاضر امنیت انرژی در سیاست‌گذاری‌ها و استراتژی‌های

1. Ayres & Nair (1984)
2. Berndt (1978)
3. Denison (1979) (1985)
4. Stern (1993)
5. Lin & Raza (2020)
6. Jaruwan, et al. (2006)
7. Augutis, et al. (2017)
8. Le & Nguyen (2019)

آینده جزء اولویت اصلی در نظر گرفته می‌شود (بابوننا و همکاران، ۲۰۱۲) و امنیت انرژی جزء حیاتی لاینفک امنیت ملی هر کشور است (وانگ و همکاران، ۲۰۲۰). هدف اصلی سیاست‌های بسیاری از کشورها داشتن سطح معقولی از امنیت انرژی است. از این‌رو اکثر اقدامات و تصمیمات مرتبط با انرژی با شاخص امنیت انرژی مرتبط هستند (بامیسیل و همکاران، ۲۰۲۱). همچنین، این تصمیمات و اقدامات تحت تأثیر تمایل به دستیابی به ثبات انرژی و توانایی برآوردن تقاضای رو به رشد انرژی قرار گرفته است (آنگ و همکاران، ۲۰۱۵). بنابراین، سیاست‌های امنیت انرژی معمولاً با هدف تنوع بخشیدن به منابع انرژی براساس نوع و منشأ برای کاهش خطر شوک‌های ناگهانی است (کوپک، ۲۰۰۳). متأسفانه در کشور ما همانند دیگر نقاط جهان، در دهه‌های اخیر مسائل مرتبط با امنیت انرژی، ازجمله روند تخریب زمین و جنگل‌زدایی، آلودگی هوا و آلودگی آب دریاها و دریاچه‌ها، خشک شدن تدریجی تالاب‌ها و مانند آن از سرعتی فزاینده گرفته است که با تداوم این روند، تأثیرهای منفی آن بر تمام ابعاد امنیت ملی اعم از سیاسی، اقتصادی و اجتماعی قابل انتظار است. براساس آخرین آمارهای مربوط به شاخص عملکرد زیست‌محیطی، کشورمان در سال ۲۰۲۰ با نمره ۴۸ در بین ۱۸۰ کشور مورد بررسی، رتبه ۶۷ را به خود اختصاص داده است. پدیده‌هایی مانند آلودگی آب‌های زیر زمینی و سطحی، خشکسالی و تغییرات آب و هوا موجب پدیده مهاجرت درون کشوری و برون مرزی و کاهش امنیت انرژی می‌شود (سلیمانی، ۱۴۰۱).

خطرات مربوط به تأمین انرژی می‌تواند زمین‌شناسی (تمام شدن احتمالی منابع)، اقتصادی (نوسانات قیمت‌ها)، فنی (شکست‌های سیستم به دلایل مختلف)، زیست‌محیطی (حوادث یا سیاست‌ها) یا ژئوپلیتیک باشد (بهرنس و همکاران، ۲۰۰۹). در بین این مخاطرات مفاهیم مرتبط امنیت انرژی و امنیت محیطی به پایه‌ای برای درک منازعات بین‌المللی تبدیل شده است، به‌طوری که برخی از سازمان‌ها مانند آژانس بین‌المللی انرژی اهمیت زیادی به امنیت انرژی در شرایط حوادث شدید طبیعی می‌دهند. براساس استاندارد تدوین‌شده توسط بانک جهانی، این خطرات شامل رویدادهای شدید طبیعی مانند گرمای شدید، خشکسالی، سیل، زلزله و بیماری‌های همه‌گیر است (کیو و همکاران، ۲۰۲۳). بلایای طبیعی که به‌عنوان بمب ساعتی مورد انتظار شناخته می‌شوند، به‌اندازه کافی تصادفی و جدی هستند که نظر دانش‌گاہیان و سیاست‌گذاران را به خود جلب کنند.

در سال‌های اخیر سیاست‌گذاران انرژی در ایران بر تأمین بیشتر تقاضای انرژی داخلی با گاز طبیعی متمرکز شدند تا نفت خام بیشتری برای صادرات آزاد و درآمد نفتی ایران را افزایش دهند. این سیاست باعث شد سهم گاز طبیعی در مصرف انرژی ایران به حدود ۷۰ درصد برسد. از طرفی نیز

1. Babonnea, et al. (2012)
2. Wang, et al. (2020)
3. Bamisile, et al. (2021)
4. Ang, et al. (2015)
5. Kuik (2003)
6. Behrens, et al. (2009)
7. Qiu, et al. (2023)

۸۰ درصد برق در ایران توسط نیروگاه‌های گاز طبیعی تولید می‌شود. در نتیجه در حال حاضر گاز طبیعی تنها منبع انرژی در بخش‌های مختلف، به ویژه مسکونی، صنعتی و پتروشیمی در ایران است. بی‌توجهی به استراتژی تنوع بخشیدن به منابع انرژی که یکی از مبانی امنیت انرژی است، می‌تواند امنیت انرژی ایران را به‌ویژه در فصول پیک مصرف انرژی مانند تابستان و زمستان در معرض خطر جدی قرار دهد. در سال‌های اخیر چالش‌های تأمین انرژی نیاز به توسعه سایر منابع انرژی را در کشور نشان می‌دهد. سهم انرژی‌های تجدیدپذیر غیر آبی در تأمین و مصرف انرژی ایران به‌سختی یک درصد است که نشان‌دهنده عدم برنامه‌ریزی جامع انرژی در ایران است (حافظی و سوهانکار، ۲۰۲۳).

به منظور بهبود بخش انرژی در ایران، قوانین و سیاست‌های انرژی متعددی تدوین شد که مهم‌ترین آنها قوانین برنامه‌های ۵ ساله توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بعد از انقلاب اسلامی (شش دوره)، سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی، قانون اصلاح مصرف انرژی، قانون هدفمندی یارانه‌ها و استراتژی ملی انرژی ایران چشم‌انداز گاز ۲۰۲۵، در سه دهه گذشته تصویب و تدوین شده است. این سیاست‌ها و قوانین بیشتر بر کاهش شدت انرژی، توسعه افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در ترکیب انرژی ایران، افزایش صادرات و تجارت انرژی با کشورهای همسایه و منطقه و تقویت نقش ژئوپلیتیکی کشور در حوزه انرژی تأکید داشتند. علی‌رغم تصویب سیاست‌ها و قوانین مختلف، هیچ برنامه مشخص میان‌مدت و بلندمدت انرژی در ایران برای هدف‌گذاری اهداف مناسب به‌ویژه در زمینه مدیریت امنیت انرژی در شرایط بحرانی در مواجهه با تهدیدها و حوادث طبیعی و غیرطبیعی وجود ندارد. لذا اهمیت انجام موضوع این تحقیق دوچندان می‌شود. به‌طوری‌که این پژوهش به بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر امنیت انرژی در ایران می‌پردازد. بعد از مرور مقدمه در ادامه روند پژوهش به مبانی نظری پرداخته شده و سپس به مطالعات تجربی در این خصوص اشاره می‌شود. در بخش بعدی ضمن معرفی مدل و آمار به‌کار رفته، نتایج برآورد مدل ارائه و تحلیل می‌شود و در نهایت نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

امنیت انرژی در سال ۱۹۷۳ به دلیل جنگ میان کشورهای عربی و رژیم صهیونیستی و به دنبال تحریم نفتی که اعراب بر آمریکا اعمال کردند مورد توجه بیشتر قرار گرفت (دایر و ترامبتا، ۲۰۱۳). امنیت انرژی از جمله موضوعاتی است که دارای پیچیدگی زیاد و از ابعاد فراوانی برخوردار است و به‌عنوان یک هدف اصلی در کانون توجهات در سطح ملی و بین‌المللی قرار گرفته است و با گذشت زمان ابعاد و گستردگی آن نیز روز به روز افزایش می‌یابد. مفهوم امنیت انرژی از یک کشور به کشور دیگر متفاوت است. به‌طوری‌که امنیت انرژی در کشورهایی که به‌شدت به واردات نفت و گاز وابسته

1. Hafezi & Souhankar (2023)

2. Geopolitics

3. Dyer & Trombetta (2013)

هستند به مفهوم امنیت عرضه است، در حالی که مفهوم امنیت انرژی در کشورهای صادرکننده نفت و گاز به مفهوم امنیت تقاضا است (تیپی، ۲۰۱۲)۱. از نگاه آژانس بین‌المللی انرژی ۲ (۲۰۱۸)، امنیت انرژی معادل دسترسی کافی، قابلیت خرید و اطمینان به سوخت‌ها و خدمات انرژی و شامل فراهم بودن منابع، کاهش وابستگی به واردات، کاهش فشار بر محیط زیست، رقابت و بازار کارآمد، اتکا به منابع بومی پاک و خدمات انرژی قابل خرید و تقسیم‌شده به شکل منصفانه است. از یک‌سو، امنیت بلندمدت انرژی اساساً به سرمایه‌گذاری به‌هنگام برای تهیه کردن انرژی در مسیر موازی با توسعه اقتصادی و نیازهای محیطی اطلاق می‌شود و از سوی دیگر، در امنیت کوتاه‌مدت انرژی، به توانایی واکنش به تغییرات ناگهانی ساختارهای انرژی برای توازن بخشیدن به عرضه و تقاضا اطلاق می‌شود. امنیت انرژی با توجه به اینکه عنصر اصلی مدیریت انرژی و محیط زیست برای کل جهان است، موضوعی حیاتی است. ظهور یکپارچگی اقتصادی و مسائل جهانی منجر به تغییر نام کامل امنیت انرژی شد، به‌طوری‌که مفهوم سنتی امنیت انرژی با مفهوم جامع‌تری جایگزین شد. مفاهیم امنیت انرژی از نگرانی برای تعادل عرضه و تقاضای انرژی منطقه‌ای به ملاحظات حمل و نقل انرژی، توسعه اقتصادی، ثبات سیاسی و ایمنی زیست‌محیطی هنگام استفاده از انرژی در ارتباط با تأمین انرژی منطقه‌ای گسترش یافته است (کیو و همکاران، ۲۰۲۳)۳. لذا امنیت انرژی نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصاد ملی، فعالیت‌های تولیدی و زندگی انسان ایفا می‌کند (لی و وانگ، ۲۰۲۲)۴. همچنین لازمه توسعه پایدار در تمامی جهت‌ها، توسعه و حفظ منابع و زیرساخت‌ها در برابر حوادث و بلایای طبیعی است (تته و همکاران، ۲۰۲۳)۵. امنیت انرژی به‌طور فزاینده‌ای در سامانه‌های قدرت تجدید ساختار یافته با تغییر قوانین و مقررات حیاتی شده است و بین امنیت انرژی، تأمین انرژی و اقتصاد انرژی رابطه تنگاتنگی برقرار است (وانگ و همکاران، ۲۰۲۲؛ یو و همکاران، ۲۰۲۳)۶. در این میان، امکان امنیت انرژی به دلیل پیچیدگی محیط بین‌المللی تهدید می‌شود. امنیت انرژی به دلیل مفهوم پیچیده آن تحت تأثیر عوامل مختلفی مثل باز بودن تجارت، ساختار صنعتی، نوآوری و سیاست‌ها قرار می‌گیرد (چن و همکاران، ۲۰۲۲؛ لیو و همکاران، ۲۰۲۲؛ ما و یو، ۲۰۱۷)۷.

در سال‌های اخیر، تأثیر وقوع مکرر بلایای طبیعی بر زندگی مردم به سرعت افزایش یافته است (ژائو و همکاران، ۲۰۲۲)۸. در بین ده ریسک اصلی با ماندگاری بالا در جهان در ده سال آینده

1. Tippee (2012)
2. International Energy Agency (2018)
3. Qiu, et al. (2023)
4. Lee & Wang (2022)
5. Tete, et al. (2023)
6. Wang, et al. (2022)
7. Yu, et al. (2023)
8. Chen, et al. (2022)
9. Liu, et al. (2022)
10. Ma & Yu (2017)
11. Zhao, et al. (2022)

به ترتیب: شکست اقدامات برای مهار تغییرات اقلیمی و تغییرات آب و هوایی بیشترین اهمیت را به خود اختصاص داده‌اند. بلایای طبیعی در سرتاسر جهان طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۹ سیزده برابر شده و تعداد افراد آسیب‌دیده بیش از ۳۵ برابر افزایش یافته است (لی و همکاران، ۲۰۲۱). بلایا و مخاطرات طبیعی از دیرباز به‌عنوان مخرب‌ترین عوامل آسیب‌رسان به انسان، جامعه و زیست‌گاهش مطرح بوده‌اند. زندگی میلیون‌ها نفر در سراسر جهان تحت تأثیر بحران‌های طبیعی است که هزینه‌های هنگفت اقتصادی و اجتماعی به وجود می‌آورد و توسعه کشورها را دشوار می‌کند. علی‌رغم تلاش‌های صورت گرفته در بسیاری از کشورها برای کاهش خطرپذیری و آثار منفی بحران‌ها، آسیب‌ها و هزینه‌های بسیاری از بحران‌ها در حال افزایش است. براساس تعریف پایگاه بین‌المللی بلایای طبیعی^۱، بلایای طبیعی رویدادی است که ظرفیت محلی را به هم ریزد و ناگزیر به درخواست کمک خارجی در سطح ملی یا بین‌المللی شود. حادثه‌ای است که در اثر رخدادها و عملکردهای طبیعی به‌طور ناگهانی به‌وجود می‌آید. مشقت و سختی را به یک مجموعه یا جامعه انسانی تحمیل می‌کند و برطرف کردن آن نیاز به اقدامات فوری و فوق‌العاده دارد (امامقلی‌پور سفیددشتی، ۱۳۹۳).

وقوع بلایای طبیعی یک فرایند مداوم است که بر اکوسیستم‌ها و جوامع در سراسر جهان تأثیر می‌گذارد و باعث افزایش گرما، خشکسالی و حوادث شدید آب و هوایی می‌شود. از سوی دیگر امنیت انرژی به‌عنوان در دسترس بودن بی‌وقفه منابع انرژی با قیمت مقرون به‌صرفه تعریف می‌شود و عملکرد اقتصادهای مدرن را تضمین می‌کند. بلایای طبیعی و امنیت انرژی به هم پیوسته‌اند و تصمیمات گرفته شده در یک منطقه می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی بر هر دو متغیر تأثیر بگذارد (اداره اقیانوس شناسی نووا^۲، ۲۰۲۲). بلایای طبیعی مانند طوفان، زلزله و سیل می‌تواند به زیرساخت‌های انرژی از جمله نیروگاه‌ها، خطوط انتقال و خطوط لوله آسیب برساند. این می‌تواند منجر به قطع برق و اختلال در تأمین نفت، گاز و سایر سوخت‌ها شود (کلی-پیتو^۳، ۲۰۱۷). در هنگام وقوع یک بلای طبیعی، ممکن است تقاضا برای انرژی افزایش یابد زیرا مردم به ژنراتورها و دیگر منابع انرژی پشتیبان متکی هستند. این عمل می‌تواند به شبکه انرژی فشار وارد کند و منجر به کمبود انرژی شود. از سوی دیگر احتمالاً حوادث طبیعی می‌تواند منجر به تغییر الگوی مصرف انرژی شود. به‌عنوان مثال، پس از طوفان کاترینا، افزایش قابل‌توجهی در استفاده از گاز طبیعی برای گرم کردن و پخت و پز وجود داشت، زیرا بسیاری از خانه‌ها بدون برق بودند (دویچ و کلاین^۴، ۲۰۱۷). همچنین بلایای طبیعی می‌تواند بر سیاست‌های انرژی تأثیر بگذارد. به‌عنوان مثال، حادثه نیروگاه اتمی فوکوشیما در ژاپن پس از زلزله و سونامی سال ۲۰۱۱ منجر به افزایش نظارت بر انرژی هسته‌ای و تغییر به سمت منابع انرژی‌های تجدیدپذیر شد (میلوشویچ و همکاران^۵، ۲۰۱۳).

1. Lee, et al. (2021)
2. International Disaster database
3. National Oceanic and Atmospheric Administration (2022)
4. Kelly-Pitou, et al. (2017)
5. Doytch & Klein (2017)
6. Milošević, et al. (2013)

تغییرات آب و هوایی می‌تواند منجر به تغییر در الگوهای مصرف انرژی شود. به‌عنوان مثال، در مناطقی که خشکسالی را تجربه می‌کنند، ممکن است تقاضا برای پمپاژ آب و آبیاری افزایش یابد که می‌تواند مصرف انرژی را افزایش دهد و همچنین بر منابع انرژی تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی و باد تأثیر بگذارد. به‌عنوان مثال، خشکسالی می‌تواند مقدار آب موجود برای برق آبی را کاهش دهد، در حالی که امواج گرما می‌تواند کارایی پانل‌های خورشیدی را کاهش دهد (اوسو و سارکودی، ۲۰۱۶). تغییرات آب و هوایی و درجه حرارت به‌طور قابل‌توجهی بر سطح بهره‌وری تأثیر می‌گذارد. افزایش میانگین دمای سطح جهانی در حدود ۳/۵ درجه سانتی‌گراد تا پایان قرن، تولید جهانی را ۷ تا ۱۴ درصد در سال ۲۱۰۰ کاهش می‌دهد و حتی احتمال آسیب‌های بیشتری در مناطق گرمسیری و فقیر وجود دارد (کالکوهل و ونز، ۲۰۲۰). به‌طور خاص، بلایای طبیعی در بعد اقتصادی، بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، درآمد مالی، بازار بیمه، واکنش سرمایه‌گذاران و ذخایر بین‌المللی تأثیر می‌گذارد. در بعد اجتماعی، درگیری و مهاجرت به خارج با وقوع بلایای طبیعی افزایش می‌یابد. در زمینه سیاسی، ترور و ناآرامی سیاسی ارتباط مثبتی با شدت فاجعه‌های طبیعی دارند (ژائو و همکاران، ۲۰۲۲). می‌توان نتیجه گرفت بلایای شدید طبیعی می‌توانند بازارهای انرژی و قیمت انرژی را مختل کنند و مدیریت رویدادهای شدید طبیعی بر امنیت انرژی تأثیر می‌گذارد (کیو و همکاران، ۲۰۲۳). در نتیجه، بلایای طبیعی از جهات مختلف، تهدیدی وجودی برای امنیت انرژی هر کشور است که مهم‌ترین آنها اختلال در روند تولید، انتقال و توزیع انرژی و سوخت و آوردن پناهندگان محیط زیست است که می‌تواند در دسترس بودن انرژی برای یک کشور میزبان را محدود کند (سواکول، ۲۰۱۴). به‌طور خلاصه، بلایای طبیعی بسته به نوع فاجعه و منبع انرژی مورد نظر می‌تواند اثرات مختلفی بر مصرف انرژی داشته باشند. محصولات غذایی اضطراری می‌توانند برای شرایط فاجعه کاربردی باشند و جذب کربن یکی از راه‌حلهایی است که می‌تواند انتشار گازهای گلخانه‌ای را به‌شدت کاهش دهد. جست‌وجو برای عملکرد بهتر انرژی ساختمان‌ها و استفاده از انرژی‌های جایگزین همراه با منطقی کردن مصرف انرژی می‌تواند به‌طور مستقیم با کاهش انتشار آلاینده‌ها در جو و کاهش اثرات منفی بر محیط زیست مرتبط باشد. با این حال، انتقال به منابع انرژی تجدیدپذیر نیاز به برنامه‌ریزی و اجرای دقیق برای اطمینان از امنیت انرژی و جلوگیری از اثرات منفی زیست‌محیطی دارد، بلایای طبیعی همچنین پیامدهای قابل‌توجهی برای امنیت انرژی دارد، رویدادهای شدید آب و هوایی مانند خشکسالی و سیل می‌تواند بر در دسترس بودن و قابلیت اطمینان منابع انرژی، به ویژه برق آبی تأثیر بگذارد (سانتوس و لوسینا، ۲۰۲۱).

بنابراین، مهم است که اثرات بالقوه تغییرات آب و هوایی بر سیستم‌های انرژی را در نظر بگیریم و استراتژی‌های سازگاری را برای اطمینان از امنیت انرژی توسعه دهیم. بنابراین پرداختن به تغییرات

1. Owusu & Sarkodie (2016)
2. Kalkuhl & Wenz (2020)
3. Sovacool (2014)
4. Santos & Lucena (2021)

آب و هوایی و اطمینان از امنیت انرژی دو چالش مهم جامعه امروز است. انتقال به منابع انرژی تجدیدپذیر می‌تواند تغییرات آب و هوایی را کاهش دهد، اما نیاز به برنامه‌ریزی و اجرای دقیق برای اطمینان از امنیت انرژی دارد. علاوه بر این، مهم است که اثرات بالقوه تغییرات آب و هوایی بر سیستم‌های انرژی را در نظر بگیریم و استراتژی‌های سازگاری را برای اطمینان از امنیت انرژی توسعه دهیم. بنابراین مقابله و مدیریت حوادث شدید طبیعی در جهت تأمین و مدیریت امنیت انرژی ضروری است. از این‌رو، با توجه به اهمیت امنیت انرژی از یک سو و تحقیقات محدود از سوی دیگر، لازم است تأثیر رویدادهای شدید طبیعی بر امنیت انرژی به تصویر کشیده شود. بنابراین، با توجه به فراوانی فزاینده بلایای طبیعی و امنیت انرژی، چگونگی تأثیر بلایای طبیعی بر امنیت انرژی قابل‌توجه و بحث است که ادبیات اندکی به آن پرداخته‌اند. پس هدف این پژوهش پر کردن این شکاف نظری است. به‌طوری که این مطالعه با بررسی تأثیر رویدادهای شدید طبیعی بر امنیت انرژی از دیدگاه نظری و یافتن راهکارهای مدیریتی مهم در کاهش تأثیر صدمات بلایای طبیعی بر امنیت انرژی است.

۳. پیشینه پژوهش

کیو و همکاران^۱ (۲۰۲۳) در پژوهشی اثر رویدادهای شدید طبیعی بر امنیت انرژی را با استفاده از روش داده‌های پانل و مدل اثرات ثابت (FE)^۲ طی دوره زمانی (۲۰۰۰-۲۰۱۸) بررسی کرده‌اند. نتایج به‌دست آمده همبستگی U شکل معکوس بین رویدادهای شدید طبیعی و امنیت انرژی را برای نمونه‌ای از ۶۶ کشور مصرف‌کننده انرژی در سطح کلان نشان می‌دهد. طبق نتایج باز بودن تجارت و شهرنشینی تأثیر منفی و تولید ناخالص داخلی سرانه و صنعتی شدن تأثیر مثبت بر امنیت انرژی دارد. لی و وانگ^۳ (۲۰۲۲) به بررسی توسعه مالی، نوآوری تکنولوژیکی و امنیت انرژی، برای ۳۰ استان چین طی دوره زمانی (۲۰۰۰-۲۰۱۸) پرداختند. نتایج با استفاده از روش مدل اثرات ثابت، مدل اثرات تصادفی (RE)^۴ و مدل آستانه پانل (PTR)^۵ نشان می‌دهد که امنیت انرژی با توسعه مالی و نوآوری‌های تکنولوژیکی افزایش یافته است. همچنین یک اثر آستانه غیرخطی بین توسعه مالی و امنیت انرژی به دلیل تفاوت در نوآوری‌های تکنولوژیکی بین مناطق وجود دارد. راکشیت^۶ (۲۰۲۱) تأثیر بلایای طبیعی بر مصرف انرژی در ایالت‌های منتخب هند را از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۹ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)^۷ بررسی کرده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد بلایای طبیعی تأثیر منفی بر سرانه مصرف انرژی دارد.

1. Qiu, et al. (2023)

2. Fixed Effect Regression

3. Lee & Wang (2022)

4. Random Effect Regression

5. Panel Threshold Regression (PTR) model

6. Rakshit (2021)

7. Generalized Method Of Moments (GMM)

لی و همکاران^۱ (۲۰۲۱) به بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر مصرف انرژی با استفاده از داده‌های پنل ۱۲۳ کشور طی دوره (۱۹۹۰-۲۰۱۵) پرداخته‌اند. نتایج با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان می‌دهد تأثیر بلایای طبیعی بر مصرف انرژی رابطه منفی در کشورهای کم‌درآمد قاره آفریقا دارد. همچنین، بلایای طبیعی تأثیر منفی بر مصرف نفت، انرژی تجدیدپذیر و انرژی هسته‌ای دارند و این اثرات برای کشورهای دارای مصرف انرژی کمتر قوی‌تر است.

آزاری و سیگنورلی^۲ (۲۰۲۰) تأثیر بلایای طبیعی بر فقر را در ۲۴ کشور جنوب صحرای آفریقا بررسی کردند. نتایج با استفاده از روش داده‌های پانل نشان می‌دهد یک درجه سانتیگراد افزایش دما با ۴/۶ درصد هزینه مصرف سرانه پایین‌تر و ۲/۸ درصد افزایش نرخ فقر همراه است. شوک‌های سیل تأثیرات منفی بر کل هزینه‌ها دارد. از سوی دیگر، شوک خشکسالی اثرات مبهمی را نشان می‌دهد که براساس منطقه متفاوت است. به‌طور کلی شوک‌های آب و هوایی اثرات هشداردهنده‌ای بر نرخ فقر منطقه‌ای نشان می‌دهد.

ووسکرسنسکایا^۳ (۲۰۱۹) جنبه‌های زیست‌محیطی امنیت انرژی در روسیه را مورد بررسی قرار داد. این مطالعه نشان می‌دهد که یکی از زیرساخت‌های امنیت ملی، امنیت انرژی است. تضمین امنیت انرژی باید در سطوح مختلف برای پیشگیری از بلایای زیست‌محیطی و استفاده منطقی از منابع طبیعی انجام شود.

دویچ و کلاین (۲۰۱۷) تأثیر بلایای طبیعی بر مصرف انرژی براساس نوع انرژی برای ۸۰ کشور طی دوره (۱۹۶۱-۲۰۱۱) پرداختند. نتایج به‌دست آمده نشان از تأثیر مثبت بر استفاده از انرژی‌های تجدید پذیر پنج سال پس از وقوع فاجعه ژئوفیزیکی است. برای اقتصادهای کم‌درآمد، همچنین اثرات مثبتی بر مصرف انرژی صنعتی مشاهده می‌شود.

وی و همکاران^۴ (۲۰۲۳) اثرات رویدادهای شدید طبیعی و نوآوری سبز را بر اهداف پایدار برای انتقال انرژی در ۴۹ اقتصاد آسیا و اقیانوسیه (APAC) طی دوره (۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹) بررسی کرده‌اند. یافته‌ها با استفاده از روش‌های اثرات ثابت (FE)، گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و رگرسیون حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS)^۵ نشان می‌دهد که نوآوری سبز بر دسترسی به پخت و پز سالم (۴/۲ درصد)، مصرف انرژی تجدیدپذیر (۳/۹ درصد) و کاهش شدت انرژی (۰/۹ درصد) تأثیر می‌گذارد. در حالی که رویدادهای شدید طبیعی باعث کاهش دسترسی به انرژی سالم می‌شود.

-
1. Lee, et al. (2021)
 2. Azzarri & Signorelli (2020)
 3. Voskresenskaya (2019)
 4. Wei, et al. (2023)
 5. Asia Pacific
 6. The Twostage Least Square (2SLS) Regression

ژائو و همکاران^۱ (۲۰۲۲) تأثیر بلایای طبیعی بر نوآوری فناوری انرژی را طی دوره (۱۹۷۵-۲۰۱۸) برای ۲۹ کشور از سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD)^۲ بررسی می‌کنند. نتایج با استفاده از روش‌های اثرات ثابت (FE)، گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و روش متغیرهای ابزاری (IV)^۳ نشان داد که بلایای طبیعی تأثیر منفی بر نوآوری فناوری انرژی دارد. به‌طوری‌که علاوه بر تأثیرگذاری در سال بلایای طبیعی؛ طی چهار سال آینده نیز ادامه خواهد داشت. همچنین اثرات شوک‌های طبیعی بر نوآوری انرژی با توسعه اقتصادی بیشتر، باز بودن تجارت، باز بودن مالی، جهانی شدن و ثبات دولت تضعیف می‌شود. علاوه بر این، اپیدمی بیشترین تأثیر منفی را بر نوآوری انرژی دارد. درنهایت، بلایای طبیعی به‌طور قابل‌توجهی با نوآوری انرژی کم‌کربن ارتباط منفی دارد. لی و پارک^۴ (۲۰۲۱) به بررسی عوامل مؤثر بر ناامنی انرژی طی دوره (۱۹۹۶-۲۰۱۶) برای ۱۳۹ کشور پرداخته‌اند. نتایج با استفاده از مدل‌های خطاهای استاندارد تصحیح شده - پانل (PCSE)^۵ نشان می‌دهد که درآمد بالاتر و کیفیت حاکمیت سطح ناامنی انرژی کلی را کاهش می‌دهد و باعث بهبود کارایی مصرف انرژی می‌شود. طبق نتایج رشد اقتصادی نسبت تولید انرژی به مصرف را بهبود می‌بخشد و توسعه اقتصادی باعث ارتقای بهره‌وری انرژی می‌شود. همچنین باز بودن تجارت بر ناامنی انرژی تأثیر منفی دارد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. تصریح مدل و داده‌های تحقیق

این پژوهش با هدف بررسی اثر بلایای طبیعی بر امنیت انرژی در ایران انجام شده است. جهت انجام تحقیق در این پژوهش مطابق با ادبیات تجربی تحقیق (وانگ و همکاران^۶، ۲۰۲۲؛ یانگ و همکاران^۷، ۲۰۲۲؛ لی و ژانگ^۸، ۲۰۱۹؛ مارشده^۹، ۲۰۲۱؛ آیودل و همکاران^{۱۰}، ۲۰۲۱؛ رحمان و همکاران^{۱۱}، ۲۰۱۷) مدل تحقیق به صورت رابطه (۱) مورد بررسی قرار گرفته است.

$$\begin{aligned} LnES_t = & \beta_1 + \beta_2 LnND_t + \beta_3 LnEG_t + \beta_4 LnIN_t + \\ & \beta_5 LnFD_t + \beta_6 LnTO_t + \beta_7 LnUR_t + \beta_8 LnTI_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

1. Zhao, et al. (2022)
2. The Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
3. The Method of Instrumental Variables (IV)
4. Le & Park (2021)
5. Panel-Corrected Standard Errors (PCSE) models
6. Wang, et al. (2022)
7. Yang, et al. (2022)
8. Li & Zhang (2019)
9. Murshed (2021)
10. Ayodele, et al. (2021)
11. Rehman, et al. (2017)

در رابطه (۱) ES امنیت انرژی، ND بلایای طبیعی، EG رشد اقتصادی، IN صنعتی شدن، FD توسعه مالی، TO بازبودن تجاری، UR شهرنشینی و TI نوآوری تکنولوژیکی است. همچنین t بعد زمان، Ln لگاریتم و ε جمله خطای تصادفی است. همه متغیرها به لگاریتم‌های طبیعی خود تبدیل شدند. از طرفی با توجه به محدودیت داده متغیر وابسته که تا سال ۲۰۱۸ تولید شده است؛ این مطالعه طی دوره زمانی (۱۹۸۰-۲۰۱۸) به ارزیابی تأثیر رویدادهای شدید طبیعی بر امنیت انرژی پرداخته است. همچنین جهت انجام تحقیق و برای توصیف و استنباط داده‌ها از نرم‌افزار EViews 13 استفاده شد. توضیحات تفصیلی متغیرهای مورد استفاده در جدول (۱) آمده است.

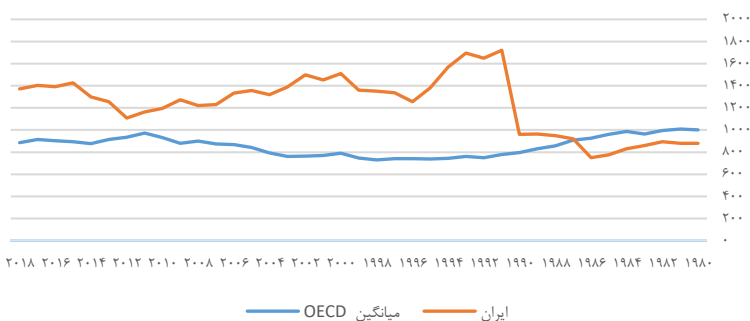
جدول ۱: شرح متغیرها، نحوه محاسبه و منبع جمع‌آوری داده‌ها

نماد	متغیر	تعریف	منبع
ES	امنیت انرژی	شاخص بین‌المللی ریسک امنیت انرژی	مؤسسه انرژی جهانی
ND	بلایای طبیعی	تعداد رویدادهای شدید طبیعی	www.emdat.be
EG	رشد اقتصادی	تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰)	بانک مرکزی ایران
IN	صنعتی شدن	ارزش افزوده بخش صنعت (درصد تولید ناخالص داخلی)	بانک جهانی
TO	باز بودن تجارت	تجارت (درصد تولید ناخالص داخلی)	بانک جهانی
UR	شهرنشینی	نرخ رشد جمعیت شهری (درصد سالانه)	بانک جهانی
TI	نوآوری	تعداد درخواست‌های ثبت اختراع ساکنین	بانک جهانی
FD	توسعه مالی	شاخص جامع توسعه مالی	صندوق بین‌المللی پول

(منبع: یافته‌های پژوهش)

امنیت انرژی (ES): ۱: امنیت انرژی متغیر چندوجهی است که معنای آن در ارتباط با موقعیت، هدف و دوره مطالعه مشخص می‌شود. این واژه را می‌توان تأمین پایدار و قابل‌اعتماد انرژی در قیمت‌های منطقی و هزینه‌های اجتماعی تعریف کرد. شاخص‌های امنیت انرژی، هر کدام جنبه‌هایی از امنیت انرژی را بررسی می‌کنند (کنعانی ممان، ۱۳۹۷). در این مطالعه با توجه به پژوهش وانگ و همکاران (۲۰۲۲) و چو و همکاران (۲۰۲۳)، از شاخص بین‌المللی ریسک امنیت انرژی (IESRI) ۳ ارائه‌شده توسط مؤسسه جهانی انرژی (GEI) ۴، به‌عنوان شاخص امنیت انرژی و متغیر وابسته استفاده شده است. شاخص ریسک امنیت انرژی به ما این امکان را می‌دهد که میزان امنیت انرژی بین کشورها را مقایسه کنیم. از آنجا که امنیت انرژی مسئله‌ای چند جانبه است؛ نمرات خطر امنیت انرژی بین‌المللی و رتبه‌بندی امنیت آن منعکس‌کننده عوامل امنیت انرژی از جمله تنوع منبع، روابط بین

کشورها، مقبولیت محیطی، خودکفایی در عرضه، قابلیت دسترسی، مقرون به صرفه بودن و قابلیت اطمینان هستند. این شاخص دوره تاریخی را از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ و دوره پیش‌بینی را تا سال ۲۰۴۰ پوشش می‌دهد. مؤسسه جهانی انرژی، شاخص ریسک امنیت انرژی را در ۸ طبقه شامل سوخت‌های جهانی، واردات سوخت، هزینه‌های انرژی، قیمت و نوسانات بازار، شدت مصرف انرژی، بخش حمل و نقل، بخش برق و محیط‌زیستی را دسته‌بندی می‌کند. شاخص ریسک امنیت انرژی بالاتر نشان‌دهنده ریسک بیشتر و امنیت انرژی کمتر است. همچنین شاخص ریسک کمتر، نشان‌دهنده امنیت انرژی بیشتر است. شاخص پایه برابر با نمره ۱۰۰۰ برای کشورهای سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD) در سال ۱۹۸۰ است که مبنایی را برای مقایسه ریسک امنیت انرژی کشورها فراهم می‌کند (گزارش ریسک امنیت انرژی، ۲۰۲۰). در شکل شماره ۱ روند ریسک امنیت انرژی طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۸ برای ایران و مقایسه آن با متوسط کشورهای (OECD) تصویر شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود امتیاز ریسک امنیت انرژی از سال ۱۹۸۰ تا سال ۱۹۸۶ کمتر از میانگین کشورهای (OECD) بود، اما از این سال به بعد روند صعودی در پیش گرفت و ریسک امنیت انرژی ایران در سال ۱۹۹۱ به عدد ۱۷۲۱ رسید که بیشترین اختلاف را با میانگین کشورهای (OECD) دارد. در ادامه روند این شاخص در حال نوسان بوده است.



شکل ۱: روند شاخص بین‌المللی ریسک امنیت انرژی برای کشور ایران

(منبع: مؤسسه جهانی انرژی (۲۰۲۳) قابل دسترس در: www.globalenergyinstitute.or)

بلایای طبیعی (ND): ۱: بلایا به دو گروه طبیعی و تکنولوژیکی تقسیم می‌شود. بلای طبیعی وقوع یک خطر شدید یا نادر است که جوامع یا مناطق جغرافیایی آسیب‌پذیر را تحت تأثیر قرار می‌دهد و موجب خسارت قابل توجه و بروز صدمات و تلفات انسانی و غیر انسانی شده و جوامع تحت تأثیر را از عملکرد طبیعی خود باز می‌دارد. مرکز تحقیقات اپیدمیولوژی بلایای طبیعی (CRED)^۲، رویدادهای شدید طبیعی را به پنج زیر گروه بیولوژیکی، اقلیم‌شناسی، ژئوفیزیکی، هیدرولوژیکی و هواشناسی

1. Natural Disaster

2. Centre for Research on the Epidemiology of Disasters

طبقه‌بندی کرده است. همچنین این زیر گروه‌ها به نُه فاجعه طبیعی شامل خشکسالی، زمین لرزه، اپیدمی، دمای شدید، سیل، هجوم حشرات، رانش زمین، طوفان و آتش‌سوزی تقسیم‌بندی شده‌اند. حدود ۴۰ نوع بلایای طبیعی در سطح جهان تشخیص داده شده که در ایران وقوع ۳۱ نوع بلای طبیعی ثبت شده است. براساس گزارش پایگاه بین‌المللی بلایای طبیعی^۱ (EM-DAT) از سال ۱۹۰۹ میلادی، بحرانی‌هایی که بیشترین اثرات را از نظر فراوانی وقوع، تعداد تلفات، تعداد افراد آسیب دیده که شامل تعداد مجروحین، بی‌خانمان‌ها و تعداد افراد متأثر در جدول (۲) ملاحظه شده است. بیشترین فراوانی رخدادها به زلزله با ۱۳۴ مورد بود. بعد از آن سیل با ۹۵ مورد بیشترین فراوانی را دارد. طوفان، رانش زمین، اپیدمی و خشکسالی به ترتیب با ۱۵، ۵، ۳ و ۳ مورد در رتبه‌های بعدی قرار دارند. کمترین بلایا مربوط به خشکسالی، دمای شدید، آتش‌سوزی و هجوم حشرات با یک مورد می‌باشد. در مجموع طی ۱۱۳ سال گذشته ۲۵۸ بلای شدید طبیعی در ایران اتفاق افتاده است که در مجموع ۱۶۳۴۵۳ نفر کشته و ۶۰ میلیون و ۵۵۰ هزار و ۴۹ نفر هم آسیب دیده‌اند.

جدول ۲: بلایای شدید طبیعی در ایران طی دوره زمانی ۱۹۰۹-۲۰۲۲

نوع فاجعه	تعداد رخداد	کشته‌ها	مجروحین	متأثرین	بی‌خانمان‌ها	مجموع آسیب دیدگان
زمین لرزه	۱۳۴	۱۵۴۲۷۴	۱۸۵۷۹۳	۲۸۳۱۴۱۰	۲۷۰۲۱۰	۳۲۸۷۴۱۳
سیل	۹۵	۸۱۵۷	۱۹۹۰	۱۴۳۱۰۱۱۶	۲۱۳۳۷۰	۱۴۵۲۵۴۷۶
طوفان	۱۵	۳۶۴	۲۱۶	۲۰۱۸۰۰	۷۵۰۰	۲۰۹۵۱۶
رانش زمین	۵	۱۲۸	۴۴	۱۰۰	۰	۱۴۴
اپیدمی	۳	۳۷۲	۰	۲۵۰۰	۰	۲۵۰۰
خشکسالی	۳	۰	۰	۴۲۵۲۵۰۰۰	۰	۴۲۵۲۵۰۰۰
دمای شدید	۱	۱۵۸	۰	۰	۰	۰
هجوم حشرات	۱	۰	۰	۰	۰	۰
آتش سوزی	۱	۰	۰	۰	۰	۰
مجموع	۲۵۸	۱۶۳۴۵۳	۱۸۸۰۴۳	۵۹۸۷۰۹۲۶	۴۹۱۰۸۰	۶۰۵۵۰۰۴۹

(منبع: پایگاه بین‌المللی بلایای طبیعی (۲۰۲۳)، قابل دسترس در www.emdat.be)

باز بودن تجارت (TO): درجه باز بودن تجاری به‌عنوان سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود. مطالعات قبلی رابطه بین امنیت انرژی و باز بودن تجارت را ثابت کرده‌اند و بیشتر تحقیقات رابطه فوق را منفی ارزیابی کرده‌اند. یعنی با افزایش درجه باز بودن تجاری ریسک امنیت انرژی کاهش خواهد یافت (لی و هانکلاس^۲، ۲۰۲۲؛ نپال و همکاران^۳، ۲۰۲۱).

1. International Disaster database
2. Trade Openness
3. Li & Haneklaus (2022)
4. Nepal, et al. (2021)

شهرنشینی (UR): انرژی به‌عنوان یکی از اشکال منابع طبیعی تحت تأثیر توسعه شهرنشینی قرار دارد. کدو و همکاران^۲ (۲۰۲۲) اشاره می‌کنند که با گسترش شهرنشینی منابع طبیعی به‌شدت آسیب دیده است. چاندرا و سلطان^۳ (۲۰۲۲) در تحقیقات خود دریافتند که گسترش شهرها مصرف انرژی اولیه را افزایش خواهد داد. در این مدل متغیر کنترلی نرخ رشد شهرنشینی استفاده شده است. **رشد اقتصادی (EG):** کشورهای^۴ که توسعه اقتصادی سریع دارند، همیشه دارای منابع مالی و سرمایه انسانی بیشتری برای نوآوری و اصلاح هستند، بنابراین مصرف با انرژی‌های تجدیدپذیر را افزایش می‌دهند و امنیت انرژی را بهبود می‌بخشند (کاراسوی^۵، ۲۰۲۲؛ لی و پارک^۶، ۲۰۲۱). در این مدل از تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده شد.

صنعتی‌شدن (IN): ادبیات نظری مطالعه تأثیر مثبت صنعتی‌شدن بر امنیت انرژی را نشان می‌دهد (لی و همکاران^۸، ۲۰۲۲؛ ژانگ و همکاران^۹، ۲۰۲۲). این عامل معمولاً به‌صورت سهم ارزش افزوده بخش صنعت در تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود.

نوآوری تکنولوژیک (TI): بسیاری از مطالعات، نوآوری فناورانه را انگیزه‌ای مهم در ارتقای سطح امنیت انرژی می‌دانند (لی و وانگ^{۱۱}، ۲۰۲۲؛ وانگ و همکاران^{۱۲}، ۲۰۲۲). بر همین اساس در این مدل از شاخص نوآوری تکنولوژیک به‌عنوان متغیر کنترل استفاده شد. این متغیر به‌صورت تعداد درخواست‌های ثبت اختراع توسط ساکنان تعریف می‌شود.

توسعه مالی (FD): اثرگذاری توسعه مالی بر امنیت انرژی هنوز مورد بحث است. لی و وانگ^{۱۳} (۲۰۲۲) معتقدند که یک مکانیسم نامشخص ممکن است دلیل اصلی آن باشد. در این مدل از شاخص جامع توسعه مالی ارائه‌شده توسط صندوق بین‌المللی پول به‌عنوان متغیر کنترل استفاده شد.

۴ - ۲. روش برآورد مدل

اکثر داده‌های سری زمانی به دلیل وجود روند مشترکی که گرایش به حرکت هم‌جهت دارند تابعی از زمان می‌باشند که به آنها متغیرهای نامانا می‌گویند. تخمین مدل با چنین داده‌هایی منجر به رگرسیون کاذب و ارائه نتایج گمراه‌کننده خواهد شد. یک راه برای جلوگیری از رگرسیون کاذب تفاضل‌گیری و

1. Urbanization
2. Kundu, et al. (2022)
3. Chandra & Sultan (2022)
4. Economic Growth
5. Karasoy (2022)
6. Le & Park (2021)
7. Industrialization
8. Lee, et al. (2022)
9. Zhang, et al (2022)
10. Technological Innovation
11. Lee & Wang (2022)
12. Financial development

استفاده از تفاضل متغیرها است، ولی چنین مدلی هیچ گونه اطلاعاتی درخصوص رابطه بلندمدت متغیرها ارائه نمی کند. اما تحت چنین شرایطی، می توان به روش های هم انباشتگی متوسل شد و مدل مورد نظر را بدون ترس از کاذب بودن، براساس سطح متغیرها برآورد کرد (تشکینی، ۱۳۸۴). در ادبیات اقتصادسنجی روش های مختلفی برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها معرفی شدند. از این رو این پژوهش جهت برآورد مدل تحقیق از روش هم انباشتگی حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) استفاده می کند.

روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده توسط فیلیپس و هانسن^۲ (۱۹۹۰) برای بررسی روابط بلندمدت و برآورد یک رابطه هم انباشته که دارای ترکیبی از $I(1)$ است، معرفی و توسعه داده شد. این روش از یک تصحیح شبه پارامتریک برای از بین بردن مشکلات ناشی از همبستگی بلندمدت بین معادلات هم انباشتگی و تغییرات متغیرهای تصادفی استفاده می کند (حقیقت و اکبرموسوی، ۱۴۰۱). خصوصیات این تخمین زنده؛ فوق سازگار و به طور مجانبی بدون تورش به صورت نرمال توزیع شده اند و در نمونه های کوچک نتایج کاراتری را ارائه می کند. همچنین انحراف معیارهای اصلاح شده ای را ارائه می کند که امکان انجام استنباط های آماری را فراهم می کند. در واقع روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده دو تصحیح تورش و درون زایی را روی روش حداقل مربعات معمولی (OLS) اعمال می کند (تشکینی، ۱۳۸۴). از طرف دیگر روش FMOLS متأثر از طول وقفه نیست و در شرایطی که همه متغیرها درون زا هستند به طور مجانبی ناریب و دارای ترکیب مجانب های کاملاً کارا است. در واقع به وسیله این روش، می توان برآوردی بهینه از بردار هم انباشتگی را برآورد کرد (محمدي، ۱۳۹۲ و دهمرده و همکاران، ۱۳۸۹).

روش تخمین FMOLS، تخمین های اولیه متقارن یک طرفه ماتریس کوواریانس بلندمدت از باقیمانده ها را به کار می گیرد. برای بیان مفهوم هم انباشتگی فرض می کنیم که (y_t, X_t') یک بردار سری زمانی با ابعاد $n+1$ است که با معادله هم انباشتگی رابطه (۲) در نظر گرفته شود:

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t} \quad (2)$$

که در آن $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')'$ روند قطعی رگرسورها است و n رگرسور تصادفی X_t به وسیله دستگاه معادلات زیر بیان می شوند:

$$X_t = \Gamma_{21}' D_{1t} + \Gamma_{22}' D_{2t} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta \varepsilon_{2t} = u_{2t} \quad (3)$$

باقیمانده های بدست آمده از تخمین معادله (۲) را $\hat{u}_{1t}$ در نظر می گیریم. از سوی دیگر $\hat{u}_{2t}$ که به شکل غیر مستقیم به صورت $\hat{u}_{2t} = \Delta \varepsilon_{2t}$ است؛ از سطح رگرسیون ها همانند زیر به دست می آید:

$$X_t = \hat{\Gamma}_{21}' D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' D_{2t} + \hat{\varepsilon}_{2t} \quad (4)$$

یا اینکه به صورت مستقیم از تفاضل رگرسیون ها به شکل زیر ایجاد شود:

$$\Delta X_t = \hat{\Gamma}'_{21} \Delta D_{1t} + \hat{\Gamma}'_{22} \Delta D_{2t} + \hat{u}_{2t} \quad (5)$$

$\hat{\Omega}$ و $\hat{\Lambda}$ ماتریس‌های کوواریانس بلندمدت هستند که از محاسبه باقیمانده‌های $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ به دست آمدند. در ادامه، داده‌های اصلاح شده به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t^+ = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \quad (6)$$

و یک مقدار تخمینی بدون تورش از عبارت تصحیح به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{y}_{12}^+ = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (7)$$

در این صورت تخمین زدن روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=1}^T Z_t Z_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_t y_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (8)$$

که در آن $Z_t = (X_t', D_t')'$ است (محمدی، ۱۳۹۲؛ حقیقت و اکبرموسوی، ۱۴۰۱).

۵. نتایج

جهت برآورد مدل تحقیق به روش FMOLS و به دست آوردن پارامترهای بلندمدت، نیاز است که ارتباط هم‌جمعی متغیرهای $I(1)$ وجود داشته باشد. بنابراین در این بخش، ابتدا پایایی متغیرهای تحقیق توسط آزمون ریشه واحد تعیین می‌شود. سپس با تعیین وقفه بهینه آزمون هم‌انباشتگی متغیرها بررسی خواهد شد. در ادامه نیز نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده ارائه شده است.

۵-۱. آزمون پایایی متغیرها

جهت آزمون پایایی متغیرهای مدل از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شد. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است. براساس آماره آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته همه متغیرهای تحقیق در سطح مانا نیستند و با یک بار تفاضل گیری در سطح یک مانا شدند.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته

متغیر	آماره (ADF) در سطح		آماره (ADF) در تفاضل اول		درجه هم‌جمعی
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	
ES	-۱/۸۵	-۱/۹۰	-۶/۱۳*	-۶/۰۹*	I(1)
ND	-۲/۴۵	-۲/۵۳	-۱۰/۳۹*	-۱۰/۷۲*	I(1)
TO	-۰/۸۵	-۲/۰۱	-۵/۵۱*	-۵/۴۶*	I(1)
UR	-۱/۸۵	-۳/۱۷	-۶/۵۸*	-۶/۶۲**	I(1)
EG	-۰/۶۹	-۲/۰۵	-۵/۳۶*	-۵/۳۱*	I(1)
IN	-۱/۲۵	-۱/۹۷	-۴/۳۵*	-۴/۲۷*	I(1)
TI	-۰/۱۲	-۲/۴۳	-۴/۲۷*	-۴/۳۳*	I(1)
FD	-۰/۳۳	-۲/۹۶	-۶/۲۹*	-۶/۹۱*	I(1)

نکته: * معنی در سطح یک درصد

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵ - ۲. تعیین وقفه بهینه و تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

برای تعیین تعداد وقفه بهینه نتایج سه معیار، آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SIC) و حنان-کوئین (HQC) در جدول (۴) ارائه شده است. برای تعیین طول وقفه بهینه با توجه به کمتر بودن حجم مشاهدات از صد، از معیار شوارتز-بیزین استفاده شد. با توجه به نتایج جدول (۴) کمترین مقدار معیار شوارتز-بیزین در وقفه یک به دست آمده است. بنابراین وقفه یک به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌شود. با توجه به اینکه متغیرهای مدل، دارای مرتبه هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا در تفاضل مرتبه اول می‌باشند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس برای تعیین تعداد بردارهای همگرایی استفاده کرد. نتایج حاصل از ماتریس اثر و حداکثر مقدار ویژه با وقفه بهینه یک در جدول (۵) و (۶) آمده است.

جدول ۴: آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه براساس معیارهای اطلاعات

وقفه	آکائیک (AIC)	شوارتز-بیزین (SIC)	حنان-کوئین (HQC)
۰	-۴/۵۲۵	-۴/۱۷۳	-۴/۴۰۲
۱	-۱۱/۱۹۳	-۸/۰۲۶*	-۱۰/۰۸۸
۲	-۱۲/۰۲۷	-۶/۰۴۵	-۹/۹۳۹
۳	-۱۴/۷۱۱*	-۵/۹۱۴	-۱۱/۶۴۱*

(مأخذ: نتایج تحقیق)

براساس نتایج جدول (۵) آماره آزمون ماتریس اثر، وجود سه بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. براساس نتایج مربوط به آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه در جدول (۶) دو بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل تأیید شده است. با توجه به نتایج به دست آمده از دو آزمون فوق، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت در سطح ۵ درصد بین متغیرهای تحقیق رد می‌شود و وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق تأیید می‌شود.

جدول ۵: نتایج آزمون ماتریس اثر (λ trace)

فرضیه صفر	مقادیر ویژه	آماره ماتریس اثر	مقادیر بحرانی	سطح احتمال
$r = 0^*$	۰/۸۷۰	۲۲۰/۳۲۴	۱۵۹/۵۲۹	۰/۰۰۰
$r \leq 1^*$	۰/۷۳۲	۱۴۴/۶۸۷	۱۲۵/۶۱۵	۰/۰۰۲
$r \leq 2^*$	۰/۵۱۵	۹۵/۸۳۴	۹۵/۷۵۳	۰/۰۴۹
$r \leq 3$	۰/۴۹۰	۴۴/۹۹۲	۶۹/۸۱۸	۰/۱۰۸

(منبع: یافته‌های پژوهش)

جدول ۶: نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λ max)

فرضیه صفر	مقادیر ویژه	آماره ماتریس اثر	مقادیر بحرانی	سطح احتمال
$r = 0^*$	۰/۸۷۰	۷۵/۶۳۷	۵۲/۳۶۲	۰/۰۰۰
$r \leq 1^*$	۰/۷۳۲	۴۸/۸۵۲	۴۶/۲۳۱	۰/۰۲۵
$r \leq 2$	۰/۵۱۵	۲۶/۸۴۱	۴۰/۰۷۷	۰/۶۴۴
$r \leq 3$	۰/۴۹۰	۲۴/۹۳۶	۳۳/۸۷۶	۰/۳۸۹

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵ - ۳. نتایج برآورد مدل

براساس نتایج آزمون پایایی، مشخص شد که ارتباط هم‌جمعی متغیرهای مدل $I(1)$ است و طبق نتایج آزمون‌های ماتریس اثر و حداکثر مقدار ویژه حداقل یک بردار هم‌انباشتگی نیز وجود دارد. لذا دو شرط اصلی روش FMOLS برقرار است. بنابراین در این مطالعه اثر بلایای طبیعی بر امنیت انرژی در ایران با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) طی دوره (۱۹۸۰-۲۰۱۸) بررسی شد. نتایج برآورد ضرایب مدل تحقیق در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)

نماد	متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
ND	رویدادهای شدید طبیعی	۰/۴۸۵	۰/۱۴۴	۳/۳۴	۰/۰۰۲
ED	رشد اقتصادی	۱/۲۲۴	۰/۲۶۷	۴/۵۷	۰/۰۰۰
IN	صنعتی شدن	-۰/۲۳۳	۰/۱۲۸	-۱/۸۱	۰/۰۸۰
TO	باز بودن تجارت	۰/۲۵۰	۰/۱۰۹	۲/۲۹	۰/۰۲۹
UR	نرخ رشد جمعیت شهری	-۰/۲۰۰	۰/۱۰۸	-۱/۸۴	۰/۰۷۵
TI	نوآوری تکنولوژیک	-۰/۱۹۸	۰/۰۵۲	-۳/۷۴	۰/۰۰۰
FD	توسعه مالی	۰/۱۰۸	۰/۲۵۵	۰/۴۲	۰/۶۷۸
C	ضریب ثابت	-۱۰/۹۹۵	۳/۹۷۰	-۲/۷۶	۰/۰۰۹
Adjusted R-Squared: ۰/۶۳۵		R-Squared: ۰/۷۰۴			
S.D. dependent var: ۰/۲۲۳		S.E. of Regression: ۰/۱۳۴			
Sum squared resid: ۰/۵۴۶		Long-run variance: ۰/۰۱۴			
		Mean dependent var: ۷/۱۰۳			

(منبع: یافته‌های پژوهش)

طبق نتایج جدول (۷) مقدار ضریب تعیین معادل ۰/۷۰۴ بود که نشان از خوبی برازش مدل دارد؛ لذا نزدیک ۷۰ درصد تغییرات متغیر وابسته به‌خوبی به‌وسیله متغیرهای توضیحی مدل نشان داده شده است. قبل از تفسیر نتایج لازم است به این نکته اشاره شود که برای سنجش امنیت انرژی از شاخص ریسک امنیت انرژی استفاده شده است. به عبارت دیگر هرچه مقدار این شاخص بیشتر باشد، ریسک تولید و عرضه انرژی بیشتر و امنیت انرژی کمتر است. طبق نتایج همه متغیرها جز شاخص توسعه مالی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد معنادار هستند.

براساس نتایج جدول (۷)، ضریب متغیر بلایای شدید طبیعی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار و اثر مثبتی بر ریسک امنیت انرژی دارد. افزایش یک درصدی در بلایای شدید طبیعی میزان شاخص ریسک امنیت انرژی را به میزان ۰/۴۸۵ درصد افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر با افزایش تعداد حوادث

شدید طبیعی احتمالاً امنیت انرژی در ایران کاهش خواهد یافت. این نتایج نشان می‌دهد که بلایای طبیعی می‌توانند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم تأثیرات عمیقی بر امنیت انرژی کشور داشته باشد. این حوادث می‌تواند با تخریب زیرساخت‌های انرژی (نیروگاه‌ها، خطوط انتقال برق، ایستگاه‌های گاز و تأسیسات نفتی)، اختلال در زنجیره تأمین سوخت (حمل و نقل سوخت، تأمین قطعات یدکی برای تعمیرات و غیره)، افزایش تقاضا و تأثیرات اقتصادی (کاهش سرمایه‌گذاری در بخش انرژی و افزایش هزینه‌های تولید) باعث کاهش تولید، توزیع و افزایش قیمت‌های انرژی می‌شود.

رشد اقتصادی در این مطالعه با متغیر تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت اندازه‌گیری شده است. طبق نتایج رشد اقتصادی از نظر آماری در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار و اثر مثبتی بر شاخص ریسک امنیت انرژی دارد. از طرفی براساس نتایج افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی میزان شاخص ریسک امنیت انرژی را ۱/۲۲۴ درصد افزایش می‌دهد.

ضریب صنعتی شدن یا سهم ارزش افزوده صنعت از تولید ناخالص داخلی دارای علامت منفی و اثر معنی‌داری در سطح احتمال ۱۰ درصد در مدل تحقیق دارد. طبق نتایج افزایش یک درصدی در صنعتی‌شدن باعث می‌شود مقدار ریسک امنیت انرژی ۰/۲۳۳ درصد کاهش یابد. به‌طوری که افزایش واحدهای صنعتی و استفاده از تکنولوژی‌های روز تولید باعث می‌شود امنیت انرژی بهبود یابد.

در این مطالعه برای اندازه‌گیری درجه باز بودن تجارت از مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵ استفاده شده است. براساس نتایج ضریب درجه باز بودن تجارت از نظر آماری در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار و دارای رابطه مثبت با شاخص ریسک امنیت انرژی است. طبق نتایج افزایش یک درصدی در درجه باز بودن تجارت مقدار شاخص ریسک امنیت انرژی را ۰/۲۵ درصد افزایش می‌دهد. لذا افزایش درجه باز بودن تجاری و آزادی اقتصادی باعث کاهش امنیت انرژی خواهد شد.

جهت بررسی تأثیر شهرنشینی از نرخ رشد جمعیت شهری استفاده شد. این شاخص از نظر آماری در سطح احتمال ۱۰ درصد معنی‌داری و منفی است. طبق نتایج افزایش یک واحدی در نرخ رشد شهرنشینی می‌تواند مقدار شاخص ریسک امنیت انرژی را به میزان ۰/۲۰ درصد کاهش دهد. یعنی هر چقدر نرخ رشد جمعیت شهری بیشتر شود امنیت انرژی در کشور کاهش خواهد یافت.

در این مطالعه ضریب شاخص نوآوری تکنولوژیک که براساس تعداد اختراعات ثبت‌شده توسط ساکنان کشور اندازه‌گیری شده است از نظر آماری در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار و دارای علامت منفی است. طبق نتایج افزایش یک درصدی در ثبت اختراعات در کشور باعث می‌شود میزان ریسک امنیت انرژی به میزان ۰/۱۹۸ درصد کاهش یابد. این نتایج نشان می‌دهد که اگر افزایش شاخص نوآوری تکنولوژیک در جهت افزایش بهره‌وری انرژی و توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر باشد، می‌تواند وضعیت امنیت انرژی در کشور را بهبود دهد.

۵ - ۴. آزمون‌های ساختاری مدل

به‌منظور ارزیابی وجود پایداری و رابطه بلندمدت میان متغیرها در مدل FMOLS از آزمون‌های هم‌انباشتگی هانسن و پارک در جدول (۸) استفاده شده است. هر دو آزمون فوق، فرضیه صفر هم‌انباشته بودن متغیرها را آزمون می‌کنند. طبق نتایج آماره ضریب لاگرانژ آزمون هانسن معادل ۰/۷۵۷ است که از نظر آماری معنی‌دار نیست و حاکی از پذیرش فرضیه صفر مبنی بر هم‌انباشتگی و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است. همچنین آماره کای دو آزمون متغیرهای اضافه‌شده پارک معادل ۴/۰۸ است که از نظر آماری معنی‌دار نیست. بنابراین نتایج حاکی از عدم رد فرضیه صفر هم‌انباشتگی است و رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق را تأیید می‌کند. از طرفی طبق نتایج جدول (۸) آماره جاک - برا برای آزمون نرمال بودن جمله خطا معادل ۱/۵۰۲ است که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن رد نمی‌شود و نشان می‌دهد که باقیمانده‌ها دارای توزیع نرمال است.

جدول ۸: نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی^۱ و نرمالیتی

آزمون‌ها	نوع آزمون	مقدار آماره	احتمال
آزمون عدم پایداری هانسن ^۲	آماره Lc	۰/۷۵۷	۰/۱۱۱
آزمون متغیرهای اضافه‌شده پارک ^۳	آماره χ^2	۴/۰۸۰	۰/۱۳۰
آزمون نرمال بودن جمله خطا	آماره JB	۱/۵۰۲	۰/۴۷۱

(منبع: یافته‌های پژوهش)

برای بررسی وجود خودهمبستگی از آزمون همبستگی نگار Q_4 استفاده شد. نتایج آماره توابع خودهمبستگی (AC)^۵ و ضرایب خودهمبستگی جزئی (PAC)^۶ در جدول (۹) نشان می‌دهد که مدل تحقیق فاقد ایرادات خودهمبستگی یا تصریح غلط مدل است و مدل به‌طور مناسب تصریح شده است. همچنین برای تشخیص وجود اثرات واریانس ناهمسانی از آزمون همبستگی مربعات باقیمانده^۷ استفاده شد. نتایج دو آزمون (AC) تشخیص وجود اثرات خودهمبستگی واریانس همسانی شرطی (ARCH) و آزمون (PAC) تشخیص اثرات خودهمبستگی واریانس همسانی شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) در جدول (۹) نشان می‌دهد که وجود اثرات واریانس ناهمسانی در مدل مورد بررسی مشاهده نمی‌شود و الگوی ARCH و GARCH در پسماندها نخواهیم داشت.

1. Cointegration Test
2. Hansen Parameter Instability
3. Park Added Variables
4. Correlogram Q Statistic
5. Autocorrelation
6. Partial Correlation
7. Correlogram of Squared Residuals

جدول ۹: نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی

ردیف	آزمون خودهمبستگی				آزمون واریانس ناهمسانی			
	Prob	Q-Stat	PAC	AC	Prob	Q-Stat	PAC	AC
۱	۰/۲۷	۱/۳۱	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۲۴	۱/۳۹	۰/۱۸	۰/۱۸
۲	۰/۵۲	۱/۳۲	-۰/۰۸	-۰/۱۱	۰/۳۹	۱/۸۸	-۰/۱۵	-۰/۱۱
۳	۰/۷۲	۱/۳۲	۰/۰۲	-۰/۱۱	۰/۴۹	۲/۴۳	-۰/۰۷	-۰/۱۱
۴	۰/۷۵	۱/۹۲	-۰/۱۳	۰/۰۷	۰/۶۲	۲/۶۶	۰/۱۰	۰/۰۷
۵	۰/۳۶	۵/۴۷	-۰/۲۴	۰/۱۳	۰/۶۳	۳/۴۷	۰/۰۸	۰/۱۳
۶	۰/۴۰	۶/۲۳	-۰/۰۶	-۰/۱۹	۰/۵۳	۵/۱۳	-۰/۲۴	-۰/۱۹
۷	۰/۵۱	۶/۲۳	۰/۰۰	-۰/۱۵	۰/۵۲	۶/۱۹	-۰/۰۳	-۰/۱۵
۸	۰/۲۷	۹/۹۹	-۰/۳۳	-۰/۰۶	۰/۶۰	۶/۳۸	-۰/۰۵	-۰/۰۶
۹	۰/۳۵	۹/۹۹	۰/۰۴	۰/۲۲	۰/۴۵	۸/۸۱	۰/۱۹	۰/۲۲
۱۰	۰/۴۲	۱۰/۱۹	-۰/۱۰	۰/۲۲	۰/۳۲	۱۱/۴۸	۰/۱۵	۰/۲۲

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

امنیت انرژی به معنای تأمین پایدار و قابل اعتماد منابع انرژی برای یک کشور یا منطقه است که به توسعه اقتصادی، رفاه اجتماعی و ثبات سیاسی کمک می‌کند. این مفهوم شامل تأمین انرژی از منابع مختلف، کاهش وابستگی به واردات، مدیریت ریسک‌های مربوط به تغییرات اقلیمی و بلایای طبیعی و بهینه‌سازی زیرساخت‌های انرژی می‌شود. با توجه به چالش‌های جهانی مانند نوسانات قیمت نفت، تهدیدات امنیتی و بلایای طبیعی، کشورهای مختلف نیاز دارند تا استراتژی‌های مؤثر جهت تقویت امنیت انرژی خود را تدوین و شناسایی کنند. از این رو در این مطالعه برای اولین بار به بررسی عوامل مؤثر بر امنیت انرژی با تأکید بر تأثیر بلایای شدید طبیعی بر ریسک امنیت انرژی در ایران طی دوره زمانی (۱۹۸۰ - ۲۰۱۸) پرداختیم. جهت برآورد مدل از رویکرد اقتصاد سنجی حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) استفاده شد. طبق نتایج بلایای شدید طبیعی اثر منفی و معنی‌داری بر امنیت انرژی در ایران دارند که با نتایج مطالعه کیو و همکاران (۲۰۲۳)، لی و همکاران (۲۰۲۱)، راکشیت (۲۰۲۱)، وی و همکاران (۲۰۲۳) و ژائو و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد. شاخص درجه باز بدون تجارت اثر منفی و معنی‌داری بر امنیت انرژی طی دوره مورد مطالعه دارد که نتایج مطالعات کیو و همکاران (۲۰۲۳)، وی و همکاران (۲۰۲۳) و لی و پارک (۲۰۲۱) را تأیید می‌کند. شاخص صنعتی شدن اثر مثبت و معنی‌داری بر امنیت انرژی در ایران دارد که نتایج این بخش موافق نتایج تحقیق کیو و همکاران (۲۰۲۳) است. نرخ رشد شهرنشینی نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر امنیت انرژی طی دوره مورد مطالعه دارد که نتایج مطالعه کیو و همکاران (۲۰۲۳) را رد می‌کند. نوآوری تکنولوژیک اثر مثبت و معنی‌داری بر امنیت انرژی دارد. توسعه مالی اثر معنی‌داری بر امنیت انرژی نداشت. متغیر

تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معنی‌داری بر امنیت انرژی دارد. نتایج این بخش مخالف نتایج پژوهش کیو و همکاران (۲۰۲۳) و لی و پارک (۲۰۲۱) است و با نتایج وی و همکاران (۲۰۲۳) مطابقت دارد. بلایای طبیعی بخش گریزناپذیری از حیات است که ابعاد مختلف زندگی انسان‌ها را تهدید می‌کند. بلایای طبیعی ممکن است برخی روندهای اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی بلندمدت‌تر در جامعه ایجاد کنند که آثار آن تا دهه‌ها برای کشور پیامدهای اقتصادی داشته باشد. جایگاه بلایای طبیعی و تأثیر آن بر دیگر متغیرها در کشور فاجعه‌خیزی چون ایران، باید مورد توجه ویژه‌ای قرار گیرد. بلایای طبیعی باید دروازه‌ای به سوی نگاه علمی، راهبردی و دقیق به این رویدادها و پیامدهای اجتماعی، سیاسی و اقتصادی آنها باشد. افزایش قابل توجه سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و ساز و کارهای مرتبط با پیشگیری از بحران و مدیریت آن و توجه جدی به شاخص‌های زمینه‌ای مثل اعتماد و مشروعیت سیاسی برای تسهیل عملکرد حکومت در شرایط بحران باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد سیاست‌گذاران در برنامه‌ریزی برای بهبود امنیت انرژی باید به محیط طبیعی و بخصوص بلایای طبیعی توجه کافی کنند. به‌طوری‌که مداخلات سیاستی مناسب می‌تواند به کاهش اثرگذاری رویدادهای شدید طبیعی بر امنیت انرژی کمک کند.

توجه به مسائل زیست‌محیطی برای مواجهه با بلایای طبیعی تبدیل به آگاهی عمومی در جوامع مختلف شده است. با توجه به اهمیت مسئله امنیت انرژی برای ایران که در اقلیم خشک و نیمه‌خشک قرار دارد و با محدودیت جدی مواجه است، توصیه‌های زیر پیشنهاد می‌شود:

- تأمین اعتبارات کافی با ارتقای همکاری‌ها با سازمان‌های بین‌المللی: کمبود اعتبارات یکی از اصلی‌ترین موانع اجرای مواد قانونی تصویب‌شده در برنامه‌های توسعه و پیشبرد اهداف تعیین‌شده در زمینه مسائل زیست‌محیطی کشور است.

- اتخاذ رویکرد مدیریت جامع و یکپارچه محیط زیست کشور: در ایران محیط زیست مسئول و متولی خاصی ندارد و دستگاه‌های متعددی مانند سازمان حفاظت محیط زیست، سازمان جنگل‌ها و مراتع و آب‌خیزداری، بخش آب وزارت نیرو و سازمان شیلات ایران، هریک مسئول بخشی از مسائل زیست‌محیطی کشور هستند و متأسفانه ساز و کارهای هماهنگی بین این دستگاه‌ها وجود ندارد. - به‌کارگیری سیاست‌های مدیریت انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشور.

- ارتقای فرهنگ و سواد زیست‌محیطی جامعه برای تقویت روحیه همکاری شهروندان با سیاست‌های محیط زیست.

تعارض منافع

در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

این پژوهش با مشارکت پروین علی‌مرادی افشار، وحید عزیزی و سمیه فاتحی انجام شده است.

References

- Ang, B., Choong, W. & Ng, T., (2015). A framework for evaluating Singapore's energy security. *Appl. Energy* 148, 314-325. <http://dx.doi.org/10.1016/j.apenergy.2015.03.088>.
- Augutis, J., Krikštolaitis, R., Martišauskas, L., Pečiulytė & S., Žutautaitė, I. (2017). Integrated energy security assessment. *Energy* 138, 890-901. <http://dx.doi.org/10.1016/j.energy.2017.07.113>.
- Ayodele, B. V., Mustapa, S. I., Mohammad, N., & Shakeri, M. (2021). Long-term energy demand in Malaysia as a function of energy supply: A comparative analysis of nonlinear autoregressive exogenous neural networks and multiple non-linear regression models. *Energy Strategy Reviews*, 38, Article 100750. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2021.100750>
- Ayres, R. & Nair, I. (1984) 'Thermodynamics and economics', *Physics Today*, Vol 35, 62-71.
- Azzarri, C., & Signorelli, S. (2020). Climate and poverty in Africa South of the Sahara. *World Development*, 125, 104691.
- Babonneau, F., Kanudia, A., Labriet, M., Loulou, R., Vial, J. (2012). Energy Security: A Robust Optimization Approach to Design a Robust Asia. *Asian Development Bank Economics Working Paper Series*, (399), 17-14.
- Bamisile, O., Ojo, O., Yimen, N., Adun, H., Li, J., Obiora, S., Huang, Q. (2021). Comprehensive functional data analysis of China's dynamic, energy security index. *Energy Reports*, Volume 7, 6246-6259.
- Behrens, A., Egenhofer, C., & Checchi, A. (2009). Long-term energy security risks for europe: a sector-specific approach. CEPS Working Documents 309, Centre for European Policy Studies, Brussels, Belgium. International Energy Agency.
- Berndt, E. R. (1978). Aggregate energy, efficiency, and productivity measurement. *Annual Review of Energy*, Vol 3, 225-273.
- Chandra Voumik, L., & Sultana, T. (2022). Impact of urbanization, industrialization, electrification and renewable energy on the environment in BRICS: Fresh evidence from novel CS-ARDL model. *Heliyon*, 8(11), Article e11457. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e11457>.
- Chen, P., Wu, Y., Meng, J., He, P., Li, D., Coffman, D. M., Liang, X., & Guan, D. (2022). The heterogeneous role of energy policies in the energy transition of Asia-Pacific emerging economies. *Nature Energy*, 9.
- 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, Article 125799. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.125799>
- Dahmardeh, N., Safdari, M., & Shahiki Tash, M. (2010). The Effect of Macroeconomic Indices on Income Distribution in Iran. *Iranian Journal of Trade Studies*, 14(54), 25-55. [In Persian]

- Doytch, N., & Klein, Y. L. (2017). The impact of natural disasters on energy consumption: An analysis of renewable and nonrenewable energy demand in the residential and industrial sectors. *Environmental Progress & Sustainable Energy*, 37(1), 37–45. <https://doi.org/10.1002/ep.12640>
- Dyer, H., & Trombetta, M. J. (Eds.). (2013). *International handbook of energy security*. Edward Elgar Publishing.
- Hafezi, R. & Souhankar, A. (2023). Energy Security in a Resource-Rich Economy: Case of Iran. *The Handbook of Energy Policy*, 1–31.
- Haghighat, J., & Akbar Mousavi, S. (2022). *Advanced applied econometrics, second edition*. Tehran: Noor Alam Publications. [In Persian]
- Kalkuhl, M., & Wenz, L. (2020). The impact of climate conditions on economic production. Evidence from a global panel of regions. *Journal of Environmental Economics and Management*, 103, 102360. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2020.102360>
- Imamqolipour Sefid Dashti, S. (2014). *The economics of natural disasters*. Tehran: Noore Elm. [In Persian]
- Karasoy, A. (2022). Is innovative technology a solution to Japan's long-run energy insecurity? Dynamic evidence from the linear and nonlinear methods. *Technology in Society*, 70, Article 102029. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2022.102029>
- Kanani mahan, Y. (2018). The framework of Energy security impact on the optimal energy supply models based on scenario and stochastic models. *Strategic Studies of public policy*, 8(27), 49-66.
- Kelly-Pitou, K., Ostroski, A., Contino, B., Grainger, B. M., Kwasinski, A., & Reed, G. F. (2017). Microgrids and resilience: Using a systems approach to achieve climate adaptation and mitigation goals. *The Electricity Journal*, 30(10), 23–31. <https://doi.org/10.1016/j.tej.2017.11.008>
- Kuik, O. (2003). Climate change policies, energy security and carbon dependency: trade-offs for the European Union in the longer term. *International Environmental Agreements: Politics, Law and Economics*, 3, 221–242.
- Kundu, D., Dutta, D., Samanta, P., Dey, S., Sherpa, K. C., Kumar, S., & Dubey, B. K. (2022). Valorization of wastewater: A paradigm shift towards circular bioeconomy and sustainability. *Science of the Total Environment*, 848, Article 157709. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2022.157709>
- Le, T. H., & Park, D. (2021). What drives energy insecurity across the world? A panel data analysis. *Energy Research & Social Science*, 77, Article 102093. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2021.102093>
- Le, T.-H., & Nguyen, C. P. (2019). Is energy security a driver for economic growth? Evidence from a global sample. *Energy Policy*, 129, 436–451.
- Lee, C. C., & Wang, C. (2022). Financial development, technological innovation and energy security: Evidence from Chinese provincial experience. *Energy Economics*, 112, Article 106161. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106161>

- Lee, C. C., Yuan, Z., & Wang, Q. (2022). How does information and communication technology affect energy security? *International evidence. Energy Economics*, 109, Article 105969. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105969>
- Lee, C., Wang, C. W., Ho, S. J., & Wu, T. (2021). The impact of natural disaster on energy consumption: International evidence. *Energy Economics*, 97, 105021. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.105021>
- Li, B., & Haneklaus, N. (2022). The potential of India's net-zero carbon emissions: Analyzing the effect of clean energy, coal, urbanization, and trade openness. *Energy Reports*, 8, 724–733. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2022.01.241>
- Li, P., & Zhang, J. (2019). Is China's energy supply sustainable? New research model based on the exponential smoothing and GMM (1,1) methods. *Energies*, 12(2), 236. <https://doi.org/10.3390/en12020236>
- Lin, B., Raza, M.Y. (2020) Analysis of energy security indicators and CO2 emissions. A case from a developing economy. *Energy*, 200, 117575.
- Liu, J., Li, X., & Zhong, S. (2022). Does innovation efficiency promote energy consumption intensity? New evidence from China. *Energy, Reports*, 8, 426–436. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2022.05.096>
- Ma, B., & Yu, Y. (2017). Industrial structure, energy-saving regulations and energy intensity: Evidence from Chinese cities. *Journal of Cleaner Production*, 141, 1539–1547. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2016.09.221>
- Milošević, Z., Veskovic, M., Gavrilov, M. B., Lukić, T., & Marković, S. B. (2013). Using natural disasters to instigate radical policy changes – the effect of Fukushima nuclear power plant accident on nuclear energy policies. *Acta Geographica Slovenica*, 53(1), 181–189. <https://doi.org/10.3986/ags53303>
- Mohammadi, T., & NabiZadeh, A. H. (2013). Investigating the Relationship between Real Exchange Rate Misalignment and Imports of Intermediate-Capital and Consumer Goods in Iran. *Economics Research*, 13(51), 113-149. [In Persian]
- Murshed, M. (2021). Can regional trade integration facilitate renewable energy transition to ensure energy sustainability in South Asia? *Energy Reports*, 7, 808–821. <https://doi.org/10.1016/j.egyr.2021.01.038>
- Nepal, R., Paija, N., Tyagi, B., & Harvie, C. (2021). Energy security, economic growth and environmental sustainability in India: Does FDI and trade openness play a role? *Journal of Environmental Management*, 281, Article 111886. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.111886>
- NOAA (2022) Climate change impacts. National Oceanic and Atmospheric Administration. <https://www.noaa.gov/education/resource-collections/climate/climate-change-impacts>.
- Owusu, P. A., & Sarkodie, S. A. (2016). A review of renewable energy sources, sustainability issues and climate change mitigation. *Cogent Engineering*, 3(1), 1167990. <https://doi.org/10.1080/23311916.2016.1167990>
- Phillips, P. C. B. & Hansen, B. (1990). Statistical Inferences in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.

- Qiu, L., Wang, X., Wei, J. (2023). Energy security and energy management: The role of extreme natural events. *Innovation and Green Development*, 2 (2), 100051, 1 – 9.
- Rakshit, B. (2021). Impact of natural disasters on energy consumption: evidence from Indian states. *Energy Research Letters*, 2(3). <https://doi.org/10.46557/001c.27017>
- Rehman, S. A. U., Cai, Y., Fazal, R., Das Walasai, G., & Mirjat, N. H. (2017). An integrated modeling approach for forecasting long-term energy demand in Pakistan. *Energies*, 10(11). <https://doi.org/10.3390/en10111868>. Article 11.
- Santos, A. J. L., & Lucena, A. F. (2021). Climate change impact on the technical-economic potential for solar photovoltaic energy in the residential sector: a case study for Brazil. *Energy and Climate Change*, 2, 100062. <https://doi.org/10.1016/j.egycc.2021.100062>
- Soleimani, Y. (2022). Scientific Monthly "Economic Security", *research paper*, 10, 3rd issue (consecutive 98, June 1401, pp. 65-74). Energy security considerations regarding the summit Global Environment Glasgo. [In Persian]
- Sovacool, B. K. (2014). Environmental issues, climate changes, and energy security in developing European Energy Supply via TIAM-WORLD. *Environmental Modeling & Assessment*, 17, 19–37 (<https://doi.org/10.1007/s10666-011-9273-3>)
- Stern, D.I. (1993). Energy and economic growth in the U.S.A., A multivariate approach. *Energy Economics* 15, 37- 150.
- Tashkini, A. (2006). *Applied Econometrics with the Microfit*. Tehran: Tehran Dibakaran Publications . [In Persian]
- Tete, K. H. S., Soro, Y. M., Sidib_e, S. S., & Jones, R. V. (2023). Assessing energy security within the electricity sector in the West African economic and monetary union: Intercountry performances and trends analysis with policy implications. *Energy Policy*, 173, Article 113336. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.113336>
- Tippee, B. (2012). Defining Energy Security. *Oil and Gaz Journal*, Available at: 1c/regular-features/journally-speaking/defining-energy-security.html, (06.07.2014).
- Voskresenskaia, E. (2019). Environmental and legal aspects of energy security in Russia. *Global Journal of Health Sciences and Research*, 8-10. 10.31483/r-33020. <https://doi.org/10.31483/r-33020>
- Wang, D., Tian, S., Fang, L., Xu, Y., 2020. A functional index model for dynamically evaluating China's energy security. *Energy Policy* 147,111706. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111706>.
- Wang, J., Ghosh, S., Olayinka, O. A., Do_gan, B., Shah, M. I., & Zhong, K. (2022). Achieving energy security amidst the world uncertainty in newly industrialized economies: The role of technological advancement. *Energy*, 261, Article 125265. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.125265>

- Wei, Jia., Wen, Jun., Wang, Xiao-Yang., Ma, Jie. & Chang, Chun-Ping. (2023). Green innovation, natural extreme events, and energy transition: Evidence from Asia-Pacific economies. *Energy Economics*, 121 (2023): 106638. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.106638>
- Yang, H. C., Feng, G. F., Zhao, X. X., & Chang, C. P. (2022). The impacts of energy insecurity on green innovation: A multi-country study. *Economic Analysis and Policy*, 74, 139–154. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.01.017>
- Yu, Y., Li, C., Fu, Y., & Yang, W. (2023). A group decision-making method to measure national energy architecture performance: A case study of the International Energy Agency. *Applied Energy*, 330, Article 120285. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2022.120285>.
- Zhang, Y., Alharthi, M., Ahtsham Ali, S., Abbas, Q., & Taghizadeh-Hesary, F. (2022). The eco-innovative technologies, human capital, and energy pricing: Evidence of sustainable energy transition in developed economies. *Applied Energy*, 325, Article 119729. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2022.119729>
- Zhao, Xin-Xin., Zheng, Mingbo. & Fu, Qiang. (2022). How natural disasters affect energy innovation? The perspective of environmental sustainability. *Energy Economics*, 109 (2022): 105992, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105992>

Natural Disasters and Energy Security in Iran

Parvin Alimoradi Afshar¹

Vahid Azizi²

Somaieh Fatehi³

Received: 2023/08/20

Accepted: 2023/10/12

Introduction

In recent years, economic development and public welfare are not possible without reliable and sustainable energy sources. Therefore, providing energy security is one of the basic priorities of every society and government. On the other hand, energy security is closely related to human life and productive activities and is strongly related to the increase in the number of extreme natural events in the past decades. Natural disasters can have different effects on energy consumption depending on the type of disaster and the desired energy source. Emergency food products can be useful for disaster situations, and carbon absorption is one of the solutions that can greatly reduce greenhouse gas emissions. The search for better energy performance of buildings and the using alternative sources of energy along with the rationalization of energy consumption can be directly related to reducing emission levels in the atmosphere and alleviating detrimental impacts on the environment. However, the transition to renewable energy sources requires careful planning and implementation to ensure energy security and prevent negative environmental effects, natural disasters also have significant implications for energy security, extreme weather events such as droughts and floods can affect the availability and reliability of energy resources, especially hydropower. Therefore, it is crucially important to consider the potential effects of climate change on energy systems and to develop adaptation strategies for ensuring energy security. Therefore, dealing with climate change and energy security are two critical challenges of any society today. Transitioning to renewable energy sources can reduce climate change, but requires careful planning and implementation to ensure energy security. In addition, it is vital to consider the potential impacts of climate change on energy systems and develop adaptation strategies to ensure energy security. Therefore, dealing with and managing severe natural disasters is necessary to ensure and manage energy security. Therefore, considering the importance of energy security on the one hand and limited research on the other to depict the impact of extreme natural events

-
1. Assistant Professor of Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran (Corresponding Author). Email: am.afshar@uok.ac.ir
 2. M.A. Student in Theoretical Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: VahidAzizi8@gmail.com
 3. M.A. Student in Energy Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: Somaye.Fatehi0427@gmail.com

on energy security is of paramount importance. Therefore, considering the increasing frequency of natural disasters and energy security, how natural disasters affect energy security needs to be debated which has rarely been addressed yet. So, the aim of this research is to fill this theoretical gap so that the impact of severe natural hazards on energy security from a theoretical point of view to be investigated and solutions for diminishing the impact of natural disasters on energy security proposed.

Methodology

In this research, due to the fact that the degree of significance of all research variables was of the first order and with the difference of the first order of significance, to estimate the research model, it is possible to use co-accumulation methods to avoid creating false regression and misleading results. In econometric literature, various methods are introduced to check the existence of long-term relationship between variables. Therefore, this research uses Fully Modified Least Squares (FMOLS) cointegration method to estimate the research model. The fully modified least squares method by Phillips and Hansen (1990) to examine long-run relationships and estimate a co-integrated relationship that has a combination of $I(1)$ was introduced and developed. This method uses a quasi-parametric correction to eliminate problems caused by long-term correlation between co-accumulation equations and changes in random variables. Characteristics of this estimator; They are highly consistent and asymptotically distributed normally without skew and provide better results in small samples. It also provides modified standard deviation that allows statistical inferences to be made. In fact, the fully modified least squares method applies two corrections of distortion and endogeneity to the ordinary least squares method. On the other hand, the FMOLS method is not affected by the length of the interval and is asymptotically unbiased and has a fully efficient combination of asymptotes when all variables are endogenous. In fact, by means of this method, an optimal estimate of the cointegration vector can be estimated.

Findings

In this study, for the first time, the effect of severe natural disasters on the risk of energy security in Iran during the period (1980-2018) have been examined. To estimate the model, fully modified least squares (FMOLS) method was used. According to the variable results, severe natural disasters have a negative and significant effect on energy security in Iran, which is in agreement with the results of the research by Qiu et al. (2023), Lee et al. (2021), Rakshit (2021), Wei et al. (2022). Open degree index without trade has a negative and significant effect on energy security during the studied period, which confirms the results of Qiu et al. (2023), Wei et al. (2023) and Lee and Park (2021) studies. The industrialization index has a positive and significant effect on energy security in Iran, and the results of this section agree with the results of Qiu et al. (2023) research. The growth rate of urbanization also has a positive and significant effect on energy security during the studied period, which rejects the results of Qiu et al. (2023)

study. Technological innovation has a positive and significant effect on energy security. Financial development had no significant effect on energy security. The GDP variable has a negative and significant effect on energy security. The results of this section are contrary to the research results of Qiu et al. (2023) and Lee and Park (2021) and are consistent with the research results of Wei et al. (2023).

Discussion and Conclusion

Natural disasters are an inevitable part of life that threaten different aspects of human life. Natural disasters may create some long-term social, economic and environmental trends in the society, whose effects have economic consequences for the country for decades. The position of natural disasters and its effect on other variables in a disaster-prone country like Iran should be given special attention. Natural disasters should be a gateway to a scientific, strategic and accurate look at these events and their social, political and economic consequences. Increased investment in infrastructure and mechanisms related to crisis prevention and management, and serious attention should be paid to basic indicators such as trust and political legitimacy to facilitate the functioning of the government in crisis conditions. The results of this study show that policy makers should pay enough attention to natural environment, especially natural disasters in planning agenda to improve energy security so that appropriate policy interventions can help diminish the impact of extreme natural events on energy security.

Policy recommendations

Paying attention to environmental issues to face natural disasters has become public knowledge in different societies. In terms of energy security, the following recommendations are suggested for Iran which is located in a dry and semi-arid climate and faces serious limitations:

- 1- Providing sufficient credits by promoting cooperation with international organizations. Lack of credits is one of the main obstacles to the implementation of legal articles approved in the development programs and advancing the goals set in the field of environmental issues of the country.
- 2- Adopting the approach of comprehensive and integrated management of the environment. In Iran varied organizations and institutions are involved with the environmental issues and none are fully responsible for it. Environmental Protection Organization, Forests and Ranges and Watershed Organization, Water Department of the Ministry of Energy, and the Iranian Fisheries Organization are each responsible for a part of environmental concerns with no mechanism for coordination between them.
- 3- Promotion of culture and environmental literacy of society to strengthen the spirit of cooperation of citizens with environmental policies.
- 4- Application of greenhouse gas emission management policies in the country.

Keywords: Energy Security, Natural Disasters, Fully Modified Least Squares

JEL Classification: C22, Q40, Q54

فراوانی منابع طبیعی و رابطه توسعه مالی - رشد اقتصادی

در ایران: بررسی نقش بهره‌وری

مجید آقایی^۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۵/۱۷

چکیده

یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف، توسعه مالی است. رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی تحت تأثیر ویژگی‌های مختلف و ساختار اقتصادی کشورها قرار دارد. یکی از عواملی که می‌تواند بر این رابطه تأثیرگذار باشد، فراوانی منابع طبیعی و میزان وابستگی به آن است. براساس ادبیات اقتصادی، فراوانی منابع طبیعی از طریق تأثیرگذاری بر بهره‌وری و در نتیجه تأثیر بر روند انباشت سرمایه توسط نهادهای مالی و نحوه تخصیص بهینه منابع مالی، می‌تواند بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی تأثیرگذار باشد. در این مطالعه تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی از کانال بهره‌وری در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی به صورت سالیانه طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۹ و با استفاده از تخمین‌زن ARDL مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیر مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل طی دوره مورد بررسی در ایران داشته است، ولی در نهایت، تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته است. زیرا فراوانی منابع طبیعی (درآمدهای نفتی) باعث کاهش تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهره‌وری گردیده و در نتیجه موجب تضعیف رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی در ایران شده است. بر این اساس می‌توان فرضیه نفرین منابع (نفرین نفت) طی دوره مورد بررسی در ایران را تأیید کرد. با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق، جهت دادن منابع مالی به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد و با بهره‌وری بالا و کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و متنوع کردن راه‌های کسب درآمد در کشور ایران توصیه می‌گردد.

واژگان کلیدی: فراوانی منابع طبیعی، توسعه مالی، بهره‌وری، رشد اقتصادی، مدل ARDL

طبقه‌بندی: B26, O4, P28, C22: JEL

۱. مقدمه

وابستگی به منابع طبیعی (منابع تجدیدناپذیر) و رشد اقتصادی پدیده‌ای است که در دهه‌های اخیر توجه بسیاری از اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی را به خود جلب کرده است و محققان مختلفی به بررسی این پدیده در نمونه‌های مختلف پرداخته‌اند (جلب، ۱۹۸۸؛ آتی، ۱۹۹۳؛ ساچس و وارنر، ۲۰۰۱؛ گیل‌فاسون، ۲۰۰۱؛ مه‌لوم و همکاران، ۲۰۰۶؛ آپرجیس و همکاران، ۲۰۱۴؛ بتز و همکاران، ۲۰۱۵). منابع طبیعی فراوان نظیر نفت و گاز به واسطه درآمدهای سرشار باید مزایای زیادی برای اقتصاد کشورهای دارنده این منابع داشته باشند، اما شواهد تجربی نشان‌دهنده این است که این منابع همیشه منجر به افزایش رشد اقتصادی نمی‌شوند. در ادبیات اقتصادی از این پدیده به نفرین منابع یاد می‌شود (آتی، ۱۹۹۳). این اتفاق زمانی رخ می‌دهد که فراوانی منابع طبیعی با تأثیر بر عوامل مختلف اجتماعی، سیاسی و اقتصادی، منجر به کاهش رشد و توسعه اقتصادی می‌گردد. در کشورهایی مانند ایران از این پدیده به دلیل فراوانی منابع نفتی به نفرین نفت یاد می‌شود. با توجه به اهمیت پدیده نفرین منابع طبیعی، مطالعات متعددی در این زمینه انجام شده است. برخی از این مطالعات به بررسی تأثیر مستقیم فراوانی منابع بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند (ساچس و وارنر، ۲۰۰۱؛ گیل‌فاسون، ۲۰۰۱؛ ساچس، ۲۰۰۷؛ ماوروتاس و همکاران، ۲۰۱۱). برخی دیگر از مطالعات نیز به بررسی تأثیر فراوانی منابع بر متغیرهای کلان اقتصادی، اجتماعی و سیاسی مرتبط با توسعه اقتصادی پایدار مانند سرمایه انسانی، حکمرانی خوب، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز پرداخته‌اند (آتکینسن و همیلتون، ۲۰۰۳؛ گیل‌فاسون و زئوگا، ۲۰۰۶؛ مه‌لوم و همکاران، ۲۰۰۶؛ دیتز و همکاران، ۲۰۰۷؛ پاپیراکیس و جرلق، ۲۰۰۷؛ دنیل، ۲۰۱۱؛ بالانکو و جریر، ۲۰۱۲؛ لیبن، ۲۰۱۳؛ بهاتاچایا و

1. Gelb (1988)
2. Auty (1993)
3. Saches & Warner (2001)
4. Gylfason (2001)
5. Mehlum, et al. (2006)
6. Apergis, et al. (2014)
7. Betz, et al. (2015)
8. Saches (2007)
9. Mavrotas, et al. (2011)
10. Atkinson & Hamilton (2003)
11. Gylfason & Zoega (2006)
12. Dietz, et al. (2007)
13. Papyrakis & Gerlagh (2007)
14. Daniel (2011)
15. Blanco & Grier (2012)
16. Libman (2013)

هودلر^۱، ۲۰۱۴؛ کوکس و فرانکن^۲، ۲۰۱۶). یکی از عوامل تسهیل کننده رشد و توسعه پایدار اقتصادی که می تواند تحت تأثیر فراوانی منابع طبیعی قرار گیرد، توسعه سیستم مالی است.

توسعه مالی از طریق فراهم کردن خدمات نقدینگی و تجهیز پس اندازها به صورت کمی و تخصیص بهینه و کارایی منابع به سرمایه گذاری های مناسب از طریق ارتقای بهره وری بر رشد اقتصادی و در نتیجه توسعه اقتصادی تأثیرگذار خواهد بود (لوین^۳، ۱۹۹۷). فراوانی منابع طبیعی و وابستگی به نفت از راه های مختلف می تواند بر این رابطه تأثیرگذار باشد. از یک طرف افزایش درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی باعث افزایش درآمد نهادها و مؤسسات مالی شده و در نتیجه می تواند باعث تقویت رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی شود. از طرف دیگر، وابستگی به منابع طبیعی از طریق کاهش بهره وری و در نتیجه کاهش توانایی مؤسسات مالی در انباشت سرمایه و تخصیص بهینه سرمایه ها در بخش های مولد اقتصاد، می تواند تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد (نیلی و راستاد^۴، ۲۰۰۷؛ بک^۵، ۲۰۱۱؛ یوکسین و چن^۶، ۲۰۱۱؛ باراجاس و همکاران^۷، ۲۰۱۳). موضوع بهره وری در ایران به عنوان یکی از مهم ترین اهداف سیاست گذاران همواره مورد تأکید بوده و در برنامه های مختلف توسعه نیز مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین توجه به بهبود بهره وری و ارتقای آن در همه سطوح به عنوان زمینه ساز توسعه و پیشرفت اقتصادی، ضرورتی اجتناب ناپذیر است.

با توجه به نقش و اهمیت سیستم مالی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها و تأثیرگذاری فراوانی منابع طبیعی از طریق ارتقای بهره وری بر این رابطه، بررسی و تجزیه و تحلیل آن در کشورهای غنی از منابع، از جمله ایران، بسیار حائز اهمیت است. با مرور مطالعات انجام شده مرتبط با موضوع تحقیق، آشکار است که هیچ مطالعه ای به بررسی نقش و اهمیت فراوانی منابع طبیعی از طریق بهره وری بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشور ایران نپرداخته است. در واقع در این مطالعه تأثیر وفور منابع از کانال بهره وری بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار خواهد گرفت که تاکنون در ادبیات تجربی به آن پرداخته نشده است. از دیگر وجوه تمایز این تحقیق نسبت به مطالعات داخلی و خارجی قبلی، استفاده از الگوهای سری زمانی در بررسی این پدیده در کشور ایران می باشد. زیرا بیشتر مطالعات انجام شده مرتبط با موضوع تحقیق در داخل و خارج کشور مبتنی بر الگوهای پانل دیتا است و نتایج حاصل از الگوهای پانل دیتا با توجه به در نظر نگرفتن تفاوت های مختلف بین کشورها، جهت سیاست گذاری اهمیت کمتری دارند. بنابراین در این مطالعه کوشش می شود تا به بررسی نقش و اهمیت فراوانی منابع طبیعی (فرضیه نفرین نفت) از طریق

1. Bhattachayya & Hoiler (2014)

2. Cockx & Francken (2016)

3. Levine (1997)

4. Nili & Restad (2007)

5. Beck (2011)

6. Yuxiang & Chen (2011)

7. Barajas, et al. (2013)

بهره‌وری بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته شود. به همین منظور در این مطالعه، ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع تحقیق ارائه می‌شود، سپس در ادامه با ارائه مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها، نتایج تحقیق و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری تحقیق

۲-۱. توسعه مالی و رشد اقتصادی

یکی از گسترده‌ترین بخش‌های در حال رشد در اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، سیستم مالی است. رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد توجه در ادبیات اقتصادی است. والتر باگهوت^۱ و جان هیکس^۲، سیستم مالی را به‌خاطر تجهیز سرمایه برای انجام فعالیت‌های بزرگ، عامل صنعتی شدن انگلستان می‌دانستند. اقتصاددانانی همچون تاوسند^۳، دیاموند^۴ و بوید و پرسکات^۵ به نقش توسعه مالی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی تأکید داشته‌اند. در برخی از مطالعات دیگر نظیر کینگ و لوین^۶، لوین و زرواس^۷، نیوسر و کاگلر^۸ به همبستگی مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی تأکید شده است و از میزان توسعه مالی به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده مناسبی از رشد اقتصادی یاد می‌شود. لوین، لویاز و بک نیز در مطالعاتشان به رابطه مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی تأکید داشته‌اند.^۹ براساس ادبیات اقتصادی موجود، توسعه مالی با تسهیل پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری و کمک به انباشت سرمایه و افزایش بهره‌وری کارگران بر افزایش رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد. توسعه مالی از طریق افزایش رقابت بین بنگاه‌ها و بهبود ابداعات و کارایی اقتصادی می‌تواند باعث تحریک رشد اقتصادی گردد. بنابراین می‌توان گفت، توسعه مالی از طریق بهبود استفاده بهتر از منابع باعث رشد اقتصادی می‌شود (پاترا و ستی^{۱۰}، ۲۰۲۳). با این حال برخی از تحقیقات تجربی توسعه مالی بیش از حد را برای رشد اقتصادی مضر می‌دانند (سینگ و همکاران^{۱۱}، ۲۰۲۳). با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام‌شده، رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی به این صورت است که توسعه مالی می‌تواند: ۱. هزینه لازم برای تشکیل سرمایه را کاهش دهد؛ ۲. بهره‌وری سرمایه را بالا ببرد و ۳. نسبت پس‌انداز را افزایش دهد. بنابراین می‌توان رابطه بین توسعه مالی با رشد اقتصادی را با یک مدل ساده رشد درون‌زای AK نشان داد که براساس آن توسعه مالی

1. Walter Bagehot (1873)
2. John Hicks (1969)
3. Townend (1979)
4. Diamond (1984)
5. Boyed & Perscott (1986)
6. King & Levine (1993)
7. Levine & Zervos (1998)
8. Neusser & Kugler (1996)
9. Levine, Loyaz & Beck (2000)
10. Patra & Sethi (2023)
11. Singh, S. et al. (2023)

می‌تواند از طریق نرخ پس‌انداز (S)، نسبتی از پس‌انداز که سرمایه‌گذاری می‌شود (Q) و همچنین بهره‌وری کل عوامل تولید (A) رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد و در نتیجه هر کشوری که از سیستم مالی کارآتری برخوردار است، می‌تواند انتظار نرخ رشد بالاتری را نیز داشته باشد (پاگانو، ۱۹۹۳ و عساری و همکاران، ۱۳۸۷).

۲ - ۲. توسعه مالی و بهره‌وری

ارتباط بین توسعه مالی و بهره‌وری همواره از موضوعات مورد توجه محققان بوده است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی و بهره‌وری از سوی کینگ و لوین^۲ در سال ۱۹۹۳ مورد بررسی قرار گرفت و توسط گرین‌وود و جوانوویچ^۳ (۱۹۹۰) و بنچیوا و اسمیت^۴ (۱۹۹۱) بسط داده شد. نتایج مطالعات بیانگر آن است که سازمان‌های مالی از طریق تحریک پس‌اندازکنندگان برای نگهداری دارایی‌هایشان به صورت دارایی‌های مولد و همچنین تأمین وجوه مالی برای افراد خطرپذیر و به خصوص ایجاد فناوری‌های مولد، می‌توانند بهره‌وری کل عوامل و بهره‌وری نهایی سرمایه را افزایش دهند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی می‌تواند اثر دایمی و پیوسته‌ای از کانال رشد بهره‌وری بر رشد مستمر اقتصادی داشته باشد. نظریه رشد بهره‌وری و عوامل تعیین‌کننده آن به وسیله هال و جونزه^۵ (۱۹۹۹)، بیلز و لینو^۶ (۱۹۹۸) نیز مورد مطالعه قرار گرفت. این نظریه‌ها بر تفاوت رشد بهره‌وری کل عوامل در کشورها تمرکز نموده و براساس نتایج تجربی، ضمن تأیید تأثیر مثبت و معنادار توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل بیان می‌کنند که این اختلاف تابع توسعه واسطه‌های مالی است. براساس مطالعه بنچیوا^۷ (۱۹۹۵)، اسمیت^۸ (۱۹۹۱) و گرین^۹ (۱۹۹۰)، بازارهای مالی با ایجاد امکان تقسیم خطرپذیری برای سرمایه‌گذاران، از لحاظ اقتصادی به آن‌ها کمک می‌کنند تا به خلق فناوری جدید بپردازند. به بیان دیگر، بازارهای مالی توسعه یافته از طریق کاهش خطرپذیری نقدینگی سرمایه‌گذاران، آن‌ها را به وابستگی بیشتری برای داشتن فناوری تولیدی تشویق می‌کنند.

واسطه‌های مالی از طریق فراهم کردن مکانیزم‌هایی برای کاهش خطرپذیری نقدی، منجر به بهبود در رشد اقتصادی و بهره‌وری عوامل تولید می‌شوند. بانک‌ها به افراد خطرپذیر اجازه می‌دهند که پس‌اندازهای خود را به صورت سپرده در بانک‌ها نگه دارند و به این ترتیب، سرمایه در دسترس برای سرمایه‌گذاری و تولید را افزایش دهند. علاوه بر این، بانک‌ها از هدر رفتن سرمایه‌های غیرضروری

1. Pagano (1993)
2. King & Levine (1993)
3. Greenwood & Jovanovic (1990)
4. Bencivenga & Smith (1991)
5. Hall & Jones (1999)
6. Beils & Klenow (1998)
7. Bengiva (1995)
8. Smith (1991)
9. Green (1990)

نیز جلوگیری می‌کنند و نیاز به نقدینگی کارفرمایان اقتصادی را کاهش می‌دهند. همچنین، بازارهای مالی از طریق فراهم آوردن محیطی امن و امکانات مناسب برای تقسیم خطرپذیری، سازمان‌ها را به اتخاذ فناوری‌های جدید ترغیب می‌کنند. واسطه‌های مالی با ایجاد امنیت برای شرکت‌ها در مقابل خطرپذیری از طریق نگهداری در اوراق بهادار مختلف نیز می‌توانند موجب افزایش بهره‌وری شوند. به این ترتیب، بازارها و فناوری از جنبه‌های راهبردی مکمل یکدیگر هستند و ابزارهایی برای تنوع در خطرپذیری را فراهم می‌کنند (بنچیوا و اسمیت، ۱۹۹۱).

هربرگر^۱ (۱۹۹۸) بهره‌وری کل عوامل را به‌عنوان عاملی می‌نگرد که باعث کاهش هزینه واقعی در یک شرکت است. در این دیدگاه تأثیر خالص بهره‌وری دست‌کم در یک دیدگاه کارآفرین، کاهش قابل توجه در هزینه‌ها، قطع نظر از منابعش است. چنین تفسیری از بهره‌وری می‌تواند مزایای بسیاری در شناخت پیوندها با نقش توسعه مالی را در اختیار ما قرار دهد. براساس نتایج حاصل از این مطالعه، نرخ کاهش هزینه واقعی بالقوه با توسعه مالی و عوامل دیگر مرتبط می‌گردد و بهره‌وری به‌عنوان کاهش هزینه نقش مستقیمی برای توسعه مالی به‌عنوان دلیل بالقوه در توسعه اقتصادی را ایجاد می‌کند که اجازه می‌دهد شرکت‌ها هزینه‌های سرمایه‌گذاری خارجی افزایش یافته را کاهش دهند (گیو و همکاران^۲، ۲۰۲۳). همچنین توسعه مالی می‌تواند بهره‌وری کل عوامل از طریق مؤلفه‌هایش را تحت تأثیر بگذارد. اولاً، توسعه مالی می‌تواند فناوری برتر را به‌واسطه سرمایه عظیم به‌دست آورد و ایجاد مکانیزم‌ها برای ادغام و تسهیم ریسک مرتبط با فناوری‌های جدید را تسهیل بخشد. این نقش با تفسیر فناوری‌ای که بهره‌وری کل عوامل را تشکیل داد، مطابق است. ثانیاً، توسعه مالی به شرکت‌ها اجازه می‌دهد با کاهش هزینه‌هایشان به افزایش سرمایه‌گذاری بپردازند که به عبارتی هزینه‌های واقعی تجارت را کاهش دهند و موجب رشد بهره‌وری کل عوامل گردند (بدیب و لین^۳، ۲۰۱۷).

۲-۳. بهره‌وری و فراوانی منابع طبیعی

براساس مشاهدات تجربی نظیر مطالعه شولیماء^۴، منابع نفتی از طریق بیماری هلندی، فساد، رانت‌جویی، کاهش بلندمدت رابطه مبادله، بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی و کاهش استفاده از مؤلفه‌های دانش‌محور موجب بروز انحرافات در عملکرد اقتصادهای متکی بر منابع شده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهند و درنهایت، برآیند رابطه منفی وفور منابع و رشد اقتصادی بر بهره‌وری کل عوامل تولید اثرگذار است (شولیماء، ۲۰۱۵). گیل‌فاسون^۵ بیان می‌کند سرمایه طبیعی، گرایش به برون راندن

1. Harberger (1998)
2. Guo, et al. (2023)
3. Badeeb & Lean (2017)
4. Shwilima (2015)
5. Gylfason (2008)

انواع دیگر سرمایه‌ها دارد و بنابراین باعث کندی رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری کل عوامل می‌شود (گیلفاسون، ۲۰۰۸).

آوا و آتانگان^۱ (۲۰۲۳) و شهباز و همکاران^۲ (۲۰۱۹) منابع طبیعی را ثروت ملی هر کشور قلمداد می‌کنند و استفاده صحیح و بهینه از این منابع و مدیریت مناسب آن‌ها را عاملی تعیین کننده‌ای در بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌دانند. در غیر این صورت درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر بهره‌وری کل عوامل اثر منفی خواهد داشت. آن‌ها بیان می‌دارند که عدم شناخت صحیح سیاست‌گذاران از ساختار اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های ناصحیح اقتصادی (ازجمله نرخ ارز، سیاست‌های تجاری و نرخ سود بانکی) در کشورهای برخوردار از منابع، موجب انحراف قیمت نسبی عوامل به ضرر عوامل درون‌زا (مؤلفه‌های دانش‌محور) شده است. به تعبیری دیگر، انحراف قیمت نسبی عوامل به نفع به‌کارگیری عامل سرمایه فیزیکی، به‌ویژه وارداتی شده است، از این‌رو، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر بهره‌وری کل عوامل تأثیر مثبتی ندارد. به تعبیری دیگر به دلیل اتکا به درآمدهای منابع طبیعی، سازوکار عرضه و تقاضای مؤلفه‌های دانش‌محور براساس اصول بازار تعیین نمی‌شود، همین امر کاهش قدرت رقابت‌پذیری و کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید را در پی خواهد داشت. البته این بدان معنی نیست که تمام کشورهای دارای منابع طبیعی، عملکرد مناسبی در بهره‌وری کل عوامل تولید ندارند، بلکه کشورهایی نظیر نروژ، ایالات متحده، مالزی و بوتسوانا با مدیریت صحیح منابع توانسته‌اند به پیشرفت‌های اقتصادی قابل‌توجهی دست یابند. بنابراین می‌توان گفت منابع طبیعی در ذات خود نعمت خدادادی بوده و با نحوه استفاده و مدیریت منابع، تدوین صحیح سیاست‌های اقتصادی (هماهنگی سیاست‌های سمت عرضه و تقاضا، به‌ویژه در مؤلفه‌های دانش‌محور) می‌توان در جهت ایجاد تحول فنی درون‌زا، افزایش قدرت رقابت‌پذیری و ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید گام برداشت (استیون^۳، ۲۰۱۳).

نتایج مطالعه اکپن و چوکو^۴ مؤید آن است که فراوانی منابع طبیعی به‌واسطه اثرات نامطلوب بر انباشت سرمایه انسانی و کیفیت نهادها، سرعت رشد اقتصادی کشور نیجریه را کاهش داده است. آن‌ها پیشنهاد می‌کنند با افزایش بودجه و مشارکت در آموزش و پرورش به منظور انباشت سرمایه انسانی و بهبود کیفیت نهادها، مزیت نسبی کشور را از منابع طبیعی به سمت تولید کالاهای صنعتی و دانش‌محور به منظور بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید و دستیابی به رشد اقتصادی مستمر سوق دهند (اکپن و چوکو، ۲۰۱۴). فیلیپوت^۵ بیان می‌کند اثرگذاری منفی سرمایه طبیعی بر سرمایه انسانی قانون نیست و این موضوع بستگی به اتخاذ سیاست‌ها و تصمیم‌گیری‌های دولت بر انباشت

1. Awaa & Atangana (2023)

2. Shahbaz, et al. (2019)

3. Stevens (2013)

4. Akpan & Chuku (2014)

5. Philippot (2010)

سرمایه انسانی دارد (فیلیپوت، ۲۰۱۰). نتایج مطالعه اسمیت^۱ نشان می‌دهد، منابع طبیعی در حرکت کشورهای نروژ، سوئد، فنلاند، هلند و دانمارک به‌سوی نوآوری و بهبود مؤلفه‌های دانش‌محور مؤثر بوده، به‌گونه‌ای که اگر این کشورها فاقد چنین منابع طبیعی بودند فعالیت‌های نوآوری در مسیر دیگری حرکت می‌کرد (اسمیت، ۲۰۰۷).

با توجه به ادبیات نظری موجود می‌توان گفت به‌طور کلی منابع طبیعی با تحریف تخصیص عوامل به بخش صنعتی و از بین بردن کارآفرینی مولد و سرمایه انسانی و اجتماعی بر رشد TFP تأثیر منفی دارند. علاوه بر این، منابع طبیعی ممکن است با تشویق به فساد و رانت، موجب تضعیف نهادهای موجود در جامعه شود. براساس مطالعه بدیب و لین^۲ (۲۰۱۷)، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی از دو طریق بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیرگذار می‌باشند. از یک طرف، درآمدهای ناشی از منابع طبیعی منجر به انحراف قیمت‌های نسبی عوامل تولید از مسیر واقعی خود می‌شوند و باعث گران شدن نسبی نهادهای جدید نسبت به نهادهای سنتی تولید می‌شوند و در نتیجه بهره‌وری کل عوامل تولید را کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، در صورتی که ساختار اقتصادی و چشم‌انداز اقتصاد جهانی به‌خوبی شناخته شود و برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری صحیح در کشور اجرا گردد تا هماهنگی بین سیاست‌های سمت تقاضا و سیاست‌های علمی-آموزشی و پژوهشی حاکم شود، تقاضا برای مؤلفه‌های مبتنی بر دانش افزایش می‌یابد. این اقدامات باعث افزایش قدرت رقابت‌پذیری و افزایش سهم بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد اقتصادی می‌شوند (تانگ و همکاران^۳، ۲۰۲۲).

۳. مروری بر مطالعات پیشین

در این قسمت از پژوهش به بررسی مطالعات پیشین مرتبط به موضوع اصلی پژوهش پرداخته می‌شود. خلاصه‌ای از این مطالعات انجام‌شده در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: مروری بر مطالعات پیشین

نام محقق	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	عنوان پژوهش	روش پژوهش	نتایج
آوا و آتانگانا (۲۰۲۳)	۱۹۸۰-۲۰۱۹ کشورهای منتخب در حال توسعه	منابع طبیعی و رشد بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه	GMM سیستمی دومرحله‌ای	فراوانی منابع طبیعی تأثیر منفی بر رشد TFP در کشورهای نوظهور غنی از منابع داشته است. براساس نتایج استقرار و حفظ نهادهای دموکراتیک و اقتصادی، کشورهای غنی از منابع را قادر می‌سازد تا از نفرین منابع دوری کنند.
نگین تاجی و همکاران (۲۰۲۲)	۱۳۵۳-۱۳۹۶ کشور ایران	بررسی رابطه میان رشد اقتصادی، توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه در ایران	خودرگرسیون برداری و علیت گرنجری	رابطه علی دوطرفه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی، چه از نظر توسعه بخش بانکی و چه از نظر توسعه بازار سرمایه وجود دارد، بنابراین توسعه مالی هم از بعد توسعه بخش بانکی و هم از بعد توسعه

1. Smith (2007)
2. Badeeb & Lean (2017)
3. Tang, et al. (2022)

نام محقق	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	عنوان پژوهش	روش پژوهش	نتایج
				بازار سرمایه با رشد اقتصادی اثرات متقابل دارند. جهت علیت بین توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه نیز دو طرفه است
بیات و همکاران (۲۰۲۲)	۱۳۷۳-۱۳۹۹ ایران	بررسی تأثیر وفور منابع طبیعی و کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی در رژیم‌های رکود و رونق	مدل چرخشی و تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ	در رژیم دوم، یعنی دوران رونق و با افزایش نرخ رشد درآمدهای نفتی و کیفیت نهادی منجر به افزایش نرخ رشد اقتصادی و در رژیم اول، یعنی دوران رکود منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی شده است.
محمدی و صادقی (۲۰۲۲)	۱۹۹۵-۲۰۱۹ بیست کشور منتخب درحال توسعه	بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال توسعه با در نظر گرفتن نقش کیفیت نهادی و سرمایه انسانی	روش (ARDL-PMG)	درآمد منابع طبیعی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه تأثیر منفی معنا دار دارد و کیفیت نهادی، مجموع سرمایه‌گذاری و شاخص سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه تأثیر مثبت و معنا دار دارند
جارت و همکاران ^۱ (۲۰۱۹)	۱۹۸۰-۲۰۱۶ ۳۰ کشور تولیدکننده نفت	نوسان قیمت نفت، مؤسسات مالی و رشد اقتصادی	وقفه توزیعی تعمیم‌یافته به‌صورت مقطعی ^۲	نتایج نشان می‌دهد تأثیرات بی‌ثباتی نفتی بر رشد با مؤسسات مالی بهتر کاهش می‌یابد. نتایج ما یک مورد قوی برای حمایت از نقش مثبت توسعه مالی در بهبود امنیت انرژی و تقویت رشد ایجاد می‌کند.
گازدار و همکاران ^۳ (۲۰۱۸)	۱۹۹۶-۲۰۱۶ پنج کشور GCC	نوسانات قیمت نفت، توسعه مالی اسلامی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس (GCC)	الگوی پانل پویا	شواهد تجربی پژوهش از رابطه مثبت قابل توجه بین نفت و نوسانات رشد اقتصادی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شرایط نفت بر نوسانات رشد تجارت، توسعه سیستم مالی اسلامی تقویت شده‌است.
قذرف و هابن (۲۰۱۶)	۱۹۹۶-۲۰۱۴ کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس	نوسان قیمت نفت، مالی اسلامی و رشد اقتصادی در کشورهای شورای همکاری خلیج فارس	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	نتایج نشان می‌دهد، رابطه‌ای منفی و معنادار بین نوسان نفت و رشد اقتصادی وجود دارد و توسعه بیشتر بازارهای مالی می‌تواند این رابطه منفی را تعدیل کند.
الهامانی و همکاران (۲۰۱۶)	۱۹۹۰-۱۹۹۹ ۲۰۰۰-۲۰۱۱ کشور الجزایر	توسعه مالی و نفرین منابع: شواهدی از الجزایر	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	نتایج نشان می‌دهد، توسعه مالی، رشد اقتصادی را در جهت مثبت افزایش داده، اما در کاهش اثرات منفی اجاره‌ای نفت کمک نمی‌کند.
بدیب و همکاران (۲۰۱۶)	۱۹۷۰-۲۰۱۳ کشور مالزی	نفرین منابع و رابطه توسعه مالی-رشد در مالزی: نقش سرمایه‌گذاری	خودتوضیح برداری با وقفه	هیچ رابطه معنادار و مستقیمی مبنی بر تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری عوامل تولید یافت نمی‌شود. اما تأثیر مثبت و مستقیم توسعه مالی و وابستگی به نفت بر

1. Jarrett, et al. (2019)
2. Cross-sectionally augmented autoregressive distributed lag
3. Gazdar, et al. (2018)
4. Kaothar Gazdar & Kabir Hassan (2016)
5. Farah Elias Elhannani, et al. (2016)
6. Badeeb, et al. (2016)

نام محقق	دوره زمانی و نمونه مورد بررسی	عنوان پژوهش	روش پژوهش	نتایج
			گسترده (ARDL ^۱)	سرمایه‌گذاری وجود دارد. وجود رابطه منفی و معنادار بین توسعه مالی و وابستگی به نفت، وجود نفرین نفت را تأیید می‌کند.
مرادیگی و هوک (۲۰۱۶) ^۲	۲۰۱۰-۲۰۰۰ ۶۳ کشور تولیدکننده نفت	نوسان رشد و نفرین منابع: آیا توسعه مالی شوک نفت را تعدیل می‌کند؟	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	رابطه منفی و معناداری بین نوسانات مبادله نفت و رشد اقتصادی وجود دارد. توسعه مالی می‌تواند بخشی از این اثر منفی نوسان نفت را تعدیل کند. دولت با سیاست‌های قوی می‌تواند عدم اطمینان خانوارها و بنگاه‌ها را کاهش دهد و در نتیجه اعتبار دولت را افزایش و عملکرد بازاریابی را بهبود بخشد.
سعیدی و همکاران (۲۰۱۶) ^۳	۱۹۸۳-۲۰۱۳ ۲۷ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی و ۵۲ کشور غیر عضو	آزادسازی حساب سرمایه و توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور وقفه‌های ساختاری و وابستگی متقابل	روش حداقل مربعات معمولی (OLS)	نتایج نشان می‌دهد، آزادسازی حساب سرمایه و رشد اقتصادی برای کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی نسبت به کشورهای غیر عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی بیشتر افزایش می‌یابد.
زازا ووس (۲۰۱۶) ^۴	۲۰۰۹-۲۰۰۸ ۲۰۱۵-۲۰۱۴ کشور نیجریه	پویایی قیمت نفت و سودآوری صنعت بانکداری نیجریه	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	تأثیر شوک قیمت نفت بر سودآوری سیستم بانکی نیجریه تأکید کرد و نشان داد که مکانیزم انتقال به‌طور مستقیم بر خلاف مطالعات مشابه در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا است. همچنین وجود یک پدیده پایداری سود در سیستم بانکی نیجریه را نشان می‌دهد.
جويا (۲۰۱۵) ^۵	۱۹۹۱-۲۰۱۱ کشورهای نفتی	رشد و نوسان در کشورهای غنی از منابع: آیا به تنوع کمک می‌کند؟	روش حداقل مربعات معمولی (OLS)	فراوانی منابع تأثیر منفی بر رشد از طریق کانال‌های نوسان دارد. در حالی که تأثیر مستقیم منابع طبیعی بر رشد مثبت است، اثرات ناخواسته آن از طریق نوسان می‌تواند بزرگ‌تر باشد.
نیلی و راستاد (۲۰۰۷)	۱۹۷۳-۲۰۰۳ کشورهای نفتی و غیرنفتی	شکست رشد اقتصاد نفت: نقش توسعه مالی	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	نرخ بالای سرمایه‌گذاری در اقتصادهای نفتی را می‌توان عمدتاً از طریق درآمدهای نفتی توضیح داد. توسعه مالی اثر تضعیفی بر سرمایه‌گذاری این اقتصاد دارد. ضعف مؤسسات مالی به عملکرد ضعیف رشد اقتصادی اقتصادهای نفتی کمک می‌کند و ضعف مؤسسات مالی ممکن است با نقش غالب دولت در کل سرمایه‌گذاری و ضعف بخش خصوصی مرتبط باشد.

1. Auto Regressive Distributed Lag
2. Morad beige & Hook Law (2016)
3. Hichem Saidi, et al. (2016)
4. Olusegun Dare Zacchaeus (2016)
5. Omar Joya (2015)

۴. ارائه مدل پژوهش و بررسی متغیرها

با توجه به مطالعات پیشین نظیر ساچس و وارنر (۱۹۹۹)، هارچایی و همکاران (۲۰۰۵)، نیلی و راستاد (۲۰۰۷) و بدیب و همکاران (۲۰۱۶) و همچنین براساس مبانی نظری پژوهش، مدل موردبررسی در این قسمت از پژوهش براساس الگوی پایه‌ای رشد نئوکلاسیک‌ها ارائه می‌شود. الگوسازی پژوهش به منظور رسیدن به هدف اصلی پژوهش طی چند مرحله و توسط معادلات مختلف انجام خواهد شد. در ابتدا تأثیر مستقیم فراوانی منابع طبیعی (درآمدهای نفتی) بر رشد اقتصادی در معادله (۴) بررسی می‌شود. جهت مدل‌سازی رابطه مستقیم بین وابستگی به نفت و رشد اقتصادی با استفاده از تابع تولید تعمیم‌یافته کاب داگلاس با در نظر گرفتن توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی (درآمدهای نفتی) به صورت معادله (۱) استفاده می‌شود.^۲

$$GDP = AK^{\alpha}L^{1-\alpha} \quad (۱)$$

که در این معادله GDP، متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ بر حسب میلیارد ریال می‌باشد. L و K نیز به ترتیب بیانگر نیروی کار (برحسب نفر) و موجودی سرمایه (برحسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳) می‌باشد. در ادامه با تقسیم معادله (۱) بر L و سپس با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله، خواهیم داشت:

$$\frac{GDP}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^{\alpha} \quad (۲)$$

$$\ln \left(\frac{GDP}{L} \right) = \ln A + \alpha \ln \left(\frac{K}{L} \right) \quad (۳)$$

با توجه به تابع رشد سولو، A در معادله (۳) بیانگر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد. با در نظر گرفتن بهره‌وری کل عوامل (TFP) به عنوان تابعی از توسعه مالی و شاخص فراوانی منابع طبیعی (نفرین نفت) معادله کلی پژوهش به منظور بررسی تأثیر مستقیم نفرین نفت بر رشد اقتصادی به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_t = \beta_0 + \beta_1 \ln FD_t + \beta_2 \ln OIL_t + \beta_3 \ln \left(\frac{K}{L} \right)_t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

که در معادله (۴)، $\frac{GDP}{L}$ متغیر وابسته مدل و بیانگر تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ به ازای هر واحد نیروی کار می‌باشد. L نیز بیانگر تعداد کل نیروی کار بر حسب نفر می‌باشد.

FD بیانگر شاخص توسعه مالی مورد استفاده در این پژوهش می‌باشد. از شاخص توسعه مالی ارائه شده توسط صندوق بین المللی پول به عنوان شاخص توسعه مالی در این تحقیق استفاده شد. شایان گفتن است در این تحقیق از متغیر حجم اعتبارات اعطایی کلیه بانک و مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی به منظور بررسی صحت نتایج تحقیق، به عنوان جانشینی برای توسعه مالی نیز استفاده شده است.

1. Harchaoui, et al. (2005)

۲. برای مطالعه بیشتر ر.ک:

Ang (2009), Salim, et al. (2014), Inglesi-Lotz (2015) and Badeeb et al. (2016)

OIL نشان‌دهنده شاخص وابستگی به نفت می‌باشد. مقدار این شاخص برابر است با نسبت درآمدهای نفتی بر تولید ناخالص داخلی که با توجه به آمار و اطلاعات ارائه شده توسط بانک مرکزی به دست می‌آید.

K نشان‌دهنده موجودی سرمایه بر حسب میلیارد ریال و به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ می‌باشد و K/L موجودی سرمایه به ازای هر کارگر براساس آمار و اطلاعات بانک مرکزی می‌باشد.

در ادامه و به منظور بررسی نقش بهره‌وری در رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران، به بررسی ارتباط بین بهره‌وری با در نظر گرفتن تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر این رابطه پرداخته می‌شود. با برآورد معادله مذکور، میزان تأثیرگذاری غیرمستقیم فراوانی منابع طبیعی بر رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی از مسیر بهره‌وری مشخص می‌شود. درواقع با استفاده از این معادله می‌توان نقش فراوانی منابع طبیعی در رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی از کانال تأثیرگذاری بر بهره‌وری را ارزیابی کرد. سیستم مالی کارآمد و توسعه یافته با غربالگری پروژه‌های مختلف سرمایه‌گذاری، تخصیص بهینه منابع مالی به پروژه‌های سرمایه‌گذاری را انجام می‌دهد و با ارزیابی ریسک فرصت‌های سرمایه‌گذاری مختلف و انتخاب پروژه‌های مناسب سرمایه‌گذاری، کیفیت سرمایه‌گذاری را بهبود می‌بخشد (آنگ، ۱، ۲۰۰۹). با توجه به مطالعه بک و همکاران (۲۰۰۰) و بدید و همکاران (۲۰۱۶)، به منظور ارزیابی تأثیر وابستگی نفت بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از کانال بهره‌وری از معادله (۵) استفاده می‌شود:

$$\ln TFP_t = \delta_0 + \delta_1 \ln FDI_t + \delta_2 \ln OIL_t + \delta_3 (\ln FDI * \ln OIL)_t + \delta_4 \ln H_t + \omega_t \quad (5)$$

در این معادله:

TFP متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد که به عنوان شاخصی جهت ارزیابی کارایی سیستم مالی در تجهیز و تخصیص بهینه پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری در این مدل استفاده شده است. محاسبه TFP در این مطالعه از طریق برآورد تابع تولید کاب داگلاس زیر انجام شده است.

$$GDP = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (6)$$

که در این معادله GDP متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ بر حسب میلیارد ریال می‌باشد. L و K نیز به ترتیب بیانگر نیروی کار (برحسب نفر) و موجودی سرمایه (برحسب میلیارد ریال) می‌باشد. در ادامه با تقسیم معادله (۶) بر L و سپس با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین معادله، خواهیم داشت:

$$\frac{GDP}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^\alpha \quad (7)$$

$$\ln \left(\frac{GDP}{L} \right) = \ln A + \alpha \ln \left(\frac{K}{L} \right) \quad (8)$$

با توجه به تابع رشد سولو، A در معادله (۸) بیانگر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد.^۱ با توجه به اینکه بهره‌وری تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار دارد، در این پژوهش با توجه به مطالعه بن حبیب و اسپیکل^۲ (۱۹۹۴)، انور و سان^۳ (۲۰۱۱) و بدیب و همکاران^۴ (۲۰۱۶)، علاوه بر متغیرهای توسعه مالی و نفرین نفت از متغیر سرمایه انسانی نیز به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل استفاده شده است.

H نشان‌دهنده شاخص سرمایه انسانی و عبارت از تعداد دانش‌آموزان مقطع متوسطه (بر حسب نفر) است.

در مدل (۵) متغیر تعاملی توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی، تأثیر وفور منابع بر رابطه بین توسعه مالی و بهره‌وری را اندازه‌گیری می‌کند.

$$\frac{\partial \ln TFP_t}{\partial \ln FD_t} = \delta_1 + \delta_3 \ln OIL_t \quad (9)$$

در رابطه (۹) ضریب δ_3 نشان‌دهنده تأثیر فراوانی منابع طبیعی در رابطه بین توسعه مالی و بهره‌وری است. اگر $\delta_3 < 0$ باشد، فراوانی منابع طبیعی تأثیر منفی بر نقش توسعه مالی در افزایش بهره‌وری دارد و در نتیجه باعث تضعیف رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی می‌شود. در حالی که اگر $\delta_3 > 0$ باشد، فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبتی بر نقش توسعه مالی در افزایش بهره‌وری دارد و در نتیجه می‌تواند موجب تقویت رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی گردد. ϵ_t و ω_t نیز جزء اخلال تصادفی مدل و $\ln$ و t به ترتیب لگاریتم طبیعی و زمان (سال) می‌باشند.

۵. آزمون کرانه‌ای خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL Bounding Test)

به منظور بررسی و تجزیه و تحلیل تجربی رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها در این تحقیق از روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده کرانه‌ای استفاده خواهد شد. روش ARDL Bounding test توسط پسران و شین^۵ (۱۹۹۹) و پسران و همکاران^۶ (۲۰۰۱) توسعه داده شده است. رسیدن به یک نتیجه مشخص در مورد کاربرد یک تکنیک خاص به منظور برآورد رابطه علیت و هم‌انباشتگی بین متغیرها با توجه به مباحث نظری گسترده، بسیار سخت به نظر می‌رسد و به همین دلیل است که یک روش خاص برای تخمین مدل‌های اقتصادسنجی و مخصوصاً مدل‌های با داده‌های ناپایا وجود ندارد (بینستاک و همکاران، ۱۹۹۹). بسیاری از محققان نظیر کلمنت و مادلر، بنتزن و اینگستد و فاتی و همکاران^۶ در مطالعاتشان به این نتیجه رسیدند که روش‌های ARDL و یوهانسون

۱. در این تحقیق بهره‌وری کل عوامل از روش‌های دیوژیا و کندریک نیز محاسبه شد، ولی در نهایت از مقادیر محاسبه‌شده براساس سولو استفاده شده است.

2. Benhabib & Spiegel (1994)

3. Anwar & Sun (2011)

4. Pesaran, et al. (2001)

5. Beenstock, et.al. (1999)

6. Clements & Madlener (1999), Bentzen & Engsted (2001) & Fatai, et al. (2003)

نتایج مشابهی از نظر مقدار و کیفیت نتایج دارند. فاتی و همکاران و راثو نیز در مطالعاتشان به این نتیجه رسیدند که روش ARDL و تصحیح خطا، نتایج بهتری نسبت به سایر روش‌های دیگر در تخمین روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها دارند. این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی و قبلی برآورد هم‌انباشتگی مانند روش یوهانسون و تودا یا ماموتو و غیره دارای مزیت‌هایی مانند قابل کاربرد بودن بدون در نظر گرفتن درجه هم‌انباشتگی بین متغیرها و اینکه متغیرها $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، کارآتر بودن در نمونه‌های محدود، به دست آوردن تخمین‌های کارا و بدون تورش از روابط بلندمدت مدل و ارائه کردن یک فرم کاهش یافته تک‌معادله‌ای و نه سیستمی جهت رابطه بلندمدت می‌باشد (هریس و سولیس، ۲۰۰۳). روش ARDL Bounding Test در یک چهارچوب کلی به جزیی ۲ بهترین و مناسب‌ترین وقفه را برای فرآیند تجزیه و تحلیل داده‌ها انتخاب می‌کند و تعدیل مناسب وقفه‌ها در این مدل باعث تصحیح مشکلات درون‌زایی^۳ و خودهمبستگی سریالی به‌طور هم‌زمان می‌شود (پسران و شین، ۱۹۹۹). مدل تصحیح خطای غیرمقید^۴ (UECM) مورد استفاده در این پژوهش به‌منظور بررسی روابط پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها به صورت زیر است:

$$\Delta \ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_{t-1} + \alpha_2 \ln FD_{t-1} + \alpha_3 \ln OIL_{t-1} + \alpha_4 \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_5 \Delta \ln \left(\frac{GDP}{L} \right)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_6 \Delta \ln FD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_7 \Delta \ln OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_8 \Delta \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{t-i} + \psi_t \quad (10)$$

$$\Delta \ln TFP_t = \delta_0 + \delta_1 \ln TFP_{t-1} + \delta_2 \ln FD_{t-1} + \delta_3 \ln OIL_{t-1} + \delta_4 (\ln FD * \ln OIL)_{t-1} + \delta_5 \ln H_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_6 \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_7 \Delta \ln FD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_8 \Delta \ln OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_9 \Delta (\ln FD * \ln OIL)_{t-i} + \sum_{i=0}^s \delta_{10} \Delta \ln H_{t-i} + \omega_t \quad (11)$$

در این سیستم معادلات Δ عملگر تفاضل می‌باشد و ψ_t و ω_t نیز جزء اخلاص مدل در زمان t می‌باشد. روش ARDL Bounding Test به‌طور کلی براساس آماره F مشترک^۵ بوده و توزیع مجانبی این آماره غیراستاندارد و تحت فرضیه صفر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. اولین قدم در برآورد روش ARDL Bounding Test، برآورد سیستم معادلات ارائه‌شده در بالا به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌باشد. تخمین هریک از معادلات بالا به منظور آزمون وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها براساس معناداری آماره F مشترک ضرایب متغیرهای با وقفه موجود در مدل صورت می‌گیرد. برای مثال آزمون فرضیه وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیر $\frac{GDP}{L}$ با متغیرهای OIL ، FD و $\frac{K}{L}$ عبارتست از:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0 \quad (12)$$

1. Harris & Sollis (2003)
2. General-to-specific framework
3. Endogeneity
4. Unrestricted Error Correction MOILEL
5. Joint F-statistic

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq 0 \quad (۱۳)$$

و متغیر TFP با متغیرهای FD ، OIL ، $(FD * OIL)$ و H عبارتست از:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0 \quad (۱۴)$$

$$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0 \quad (۱۵)$$

برای اظهارنظر در مورد آزمون فرضیه بالا از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران و همکاران^۱ (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. این مقادیر بحرانی شامل کرانه بحرانی بالا^۲ (UCB) و کرانه بحرانی پایین^۳ (LCB) می‌باشند که به منظور بررسی وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی مورد استفاده قرار می‌گیرند. اگر تمام متغیرهای مدل در سطح مانا باشند، از کرانه بحرانی پایین به منظور معناداری آزمون هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. و در مواقعی که متغیرهای مدل هم‌انباشته از درجه یک یا هم‌انباشته از درجه یک و صفر باشند، جهت بررسی معناداری آزمون وجود رابطه هم‌انباشتگی از کرانه بحرانی بالا استفاده می‌شود. اگر مقدار کرانه بحرانی بالا از آماره F محاسباتی کوچک‌تر باشد حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها و معنادار بودن آن می‌باشد و اگر آماره F محاسباتی از مقادیر بحرانی پایین بیشتر نباشد هیچ رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود ندارد. اگر آماره F محاسباتی بین کرانه‌های بحرانی بالا و پایین باشد، استفاده از روش تصحیح خطا (ECM) بهترین راه جهت وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها می‌باشد. با توجه به اینکه حجم نمونه مورد بررسی در این مطالعه کوچک می‌باشد، استفاده از مقادیر بحرانی پسران و همکاران جهت تشخیص هم‌انباشتگی مناسب نمی‌باشد، زیرا مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران برای نمونه‌های با حجم بزرگ ($T = 500$ تا 40000) مناسب می‌باشند، بنابراین در این مطالعه از مقادیر بحرانی نارایان^۴ (۲۰۰۵) استفاده گردید. مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران ممکن است باعث نتایج نادرست در تشخیص رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در نمونه‌های کوچک گردد، بنابراین مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط نارایان در نمونه‌های بین ۳۰ تا ۸۰ نتایج بهتری ارائه می‌دهد (نارایان و نارایان، ۲۰۰۵).

بعد از بررسی وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای گفته‌شده در قسمت بالا می‌توان به بررسی رابطه علیت بین متغیرهای موجود در مدل پرداخت. براساس مطالعه گرنجر^۵ (۱۹۶۹) در صورتی که متغیرها هم‌انباشته از مرتبه یک باشند، روش تصحیح خطای برداری^۶ (VECM) بهترین روش جهت تشخیص رابطه علیت بین متغیرها می‌باشد. درواقع مدل VECM یک فرم مقید از مدل VAR^۸ غیرمقید می‌باشد که قید مورد نظر در این مدل بر وجود

1. Pesaran, et al. (2001)

2. Upper Critical Bound

3. Lower Critical Bound

4. Narayan (2005)

5. Narayan & Narayan (2005)

6. Granger (1969)

7. Vector Error Correction MethOIL

8. VectorAutoregressive

رابطه بلندمدت بین متغیرها اعمال می‌شود. تمام متغیرها به‌صورت درون‌زا در سیستم مدل تصحیح خطا مورد استفاده قرار می‌گیرند. این نشان‌دهنده این است که در این محیط متغیرهای واکنش^۱، هم توسط مقادیر باوقفه خودشان و هم توسط وقفه‌های متغیرهای مستقل به‌علاوه جزء خطا و جزء باقی‌مانده^۲ توضیح داده می‌شوند (نارایان و نارایان، ۲۰۰۴). مدل VECM متغیرهای موجود در این قسمت از پژوهش می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود:

$$\Delta \ln\left(\frac{GDP}{L}\right)_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_1 \Delta \ln\left(\frac{GDP}{L}\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_2 \Delta \ln FD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_3 \Delta \ln OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^r \gamma_4 \Delta \ln\left(\frac{K}{L}\right)_{t-i} + \gamma_5 ECM_{t-1} + \vartheta_t \quad (16)$$

$$\Delta \ln TFP_t = \rho_0 + \sum_{i=1}^m \rho_1 \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^p \rho_2 \Delta \ln FD_{t-i} + \sum_{i=0}^q \rho_3 \Delta \ln OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^r \rho_4 \Delta (\ln FD * \ln OIL)_{t-i} + \sum_{i=0}^s \rho_5 \Delta \ln H_{t-i} + \rho_6 ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

در سیستم معادلات بالا Δ نشان‌دهنده عملگر تفاضل و ϑ_t و ε_t بیانگر جزء باقی‌مانده مدل می‌باشد که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال و مستقل می‌باشد. معناداری ضریب جزء خطای با وقفه (ECM_{t-1}) در این سیستم نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد و همچنین سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به بلندمدت در سیستم را نشان می‌دهد. ضریب منفی جزء خطا در سیستم نشان‌دهنده وجود همگرایی در سیستم معادلات و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد.

۶. تخمین مدل و تفسیر نتایج

۶-۱. بررسی مانایی متغیرها

در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، قبل از برآورد مدل و انجام آزمون هم‌انباشتگی، مانایی متغیرها مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. در برآورد مدل به روش ARDL Bounding Test، فرض اساسی این است که متغیرهای مورد بررسی، هم‌انباشته از مرتبه صفر یا هم‌انباشته از مرتبه یک یا هم‌انباشته از مرتبه یک و صفر باشند و هیچ‌کدام از متغیرها هم‌انباشته از مرتبه دو نباشد (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). اگر یکی از متغیرهای مورد استفاده هم‌انباشته از مرتبه ۲ باشد، در این صورت انجام آزمون F مشترک ارائه‌شده توسط پسران و همکاران و همچنین نارایان جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، نامعتبر خواهد بود (پسران و همکاران، ۲۰۰۱ و بام، ۲۰۰۴).

آزمون‌های ریشه‌واحد مورد استفاده در این پژوهش با توجه به انتقاد پرون^۵ به دو دسته آزمون‌های مرسوم ریشه‌واحد و آزمون‌های ریشه‌واحد با در نظر گرفتن شکست ساختاری تقسیم‌بندی شده‌اند.

1. Response variable
2. Error correction term and residual term
3. Narayan & Narayan (2011)
4. Baum (2004)
5. Perron (1989)

آزمون‌های ریشه‌واحد مرسوم عبارتند از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۱، فیلیپس پرون^۲، وایتکوفسکی و همکاران^۳ (KPSS)، آزمون حداقل مربعات تعمیم‌یافته دیکی فولر^۴ (DF-GLS) ارائه شده توسط الیوت و همکاران^۵ (۱۹۹۶) و آزمون ریشه‌واحد Ng-Perron. آزمون ریشه‌واحد Ng-Perron در مطالعات با حجم نمونه‌های کوچک نتایج بهتر و قابل اعتمادتری نسبت به سایر آزمون‌های دیگر ارائه می‌دهد و در مقایسه با سایر آزمون‌های ریشه‌واحد مانند ADF، DF-GLS، KPSS و غیره قوی‌تر و مناسب‌تر می‌باشد (محمد شهباز، ۲۰۱۲).

نتایج آزمون ریشه‌واحد Ng-Perron تنها در صورتی می‌تواند دارای تورش و غیرقابل اعتماد باشد که شکست ساختاری در متغیرهای مورد بررسی وجود داشته باشد (محمد شهباز، ۲۰۱۲). به منظور اطمینان از نتایج به دست آمده از آزمون‌های ریشه‌واحد مرسوم و به منظور بررسی دقیق‌تر درجه انباشتگی متغیرهای پژوهش، آزمون‌های ریشه‌واحد شکست ساختاری روندزدایی شده^۶ زیوت - اندریوز^۷ و کلمنت و همکاران^۸ نیز انجام شد. هر دو آزمون یاد شده نسبت به آزمون ریشه‌واحد Ng-Perron قابل اعتمادتر و قوی‌تر هستند. آزمون ریشه‌واحد زیوت - اندریوز اطلاعات مربوط به یک شکست ساختاری موجود در سری زمانی را دارد درحالی که آزمون ریشه‌واحد کلمنت و همکاران اطلاعات مربوط به دو نقطه شکست ساختاری موجود در سری زمانی را در نظر می‌گیرد.

آزمون ریشه‌واحد کلمنت و همکاران به دو صورت (AO^{۱۰}) و (IO^{۱۱})، وجود شکست ساختاری و همچنین درجه انباشتگی سری زمانی را بررسی می‌کند. در مدل AO تغییرات ناگهانی در میانگین سری زمانی بررسی می‌شود درحالی که در مدل IO تغییرات تدریجی و ملایم مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. بنابراین مدل AO در سری‌های زمانی با تغییرات ناگهانی ترجیح داده می‌شود (محمد شهباز، ۲۰۱۲). در این پژوهش نیز به سبب احتمال وجود تغییرات و شکست‌های ساختاری ناگهانی در سری‌های زمانی مورد مطالعه به دلیل وجود تغییرات ساختاری از قبیل جنگ تحمیلی و انقلاب اسلامی، از مدل AO جهت بررسی ریشه‌واحد و شکست ساختاری استفاده گردید.

نتایج آزمون‌های ریشه‌واحد ذکر شده در جداول (۲) و (۳) برای کل متغیرهای پژوهش ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود درجه انباشتگی متغیرها براساس آزمون‌های DF-GLS، Ng-Perron و آزمون KPSS در ستون‌های جداگانه نشان داده شده است. با توجه به نتایج آزمون‌های مرسوم ریشه‌واحد، تمام متغیرهای پژوهش در سطح یا با یک تفاضل مانا هستند.

1. Augmented Dickey Fuller (ADF)
2. Phillips Perron (PP)
3. Kwiatkowski, et al. (KPSS)
4. Dickey-Fuller generalised least square (DF-GLS)
5. Elliot, et al. (1996)
6. Muhammad Shahbaz (2012)
7. de-trended structural breakunit root tests
8. Zivot-Andrews (1992)
9. Clemente-Montanes-Reyes (1998)
10. Additive Outlier
11. Innovational Outlier

جدول ۲: آزمون‌های ریشه‌واحد

آزمون Ng-Perron							آزمون DF-GLS			آزمون Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
متغیر	وقفه بهینه	MZa	MZt	MSB	MPT	درجه انباشتی	DF-GLS statistic	وقفه بهینه	درجه انباشتی	KPSS	وقفه بهینه	درجه انباشتی
GDP/L	۱	-۲/۵۷۲۴۴	-۰/۸۸۶۴۰	۰/۳۴۴۵۵	۸/۴۶۷۶۲	۰I(	-۵/۴۱۶۹۸۰	۰	)II(	-۰/۵۴۷۷۸۷	۵	)۰I(
K/L	۱	-۶/۳۶۸۴۱	-۱/۵۵۹۷۰	۰/۳۴۴۹۱	۴/۵۴۶۶۳	۰I(	-۲/۴۴۹۵۲	۰	)II(	-۰/۳۴۲۱۱۶	۵	)۰I(
FD	۱	-۰/۱۸۶۹۳	۰/۰۹۳۶۴	۰/۵۰۰۹۲	۱۹/۷۴۵۰	۰I(	-۴/۲۳۲۸۱۵	۰	)II(	-۰/۵۷۷۰۶۸	۰	)۰I(
OIL	۰	۲/۱۱۳۵۷	۱/۰۹۳۸۱	-۰/۵۱۷۵۲	۲۷/۶۴۵۱	۰I(	-۷/۳۵۵۲۱۵	۰	)II(	-۰/۶۱۹۷۳۴	۵	)۰I(
TFP	۲	-۱/۸۳۷۷۴	-۰/۸۸۸۶۳	۰/۴۸۳۵۴	۱۲/۴۱۴۶	۰I(	-۶/۴۷۱۴۰۲	۰	)۰I(	-۰/۴۳۲۴۴۲	۱	)۰I(
H	۴	-۸۷/۵۹۷۶	-۶/۶۱۷۹۱	۰/۰۷۵۵۵	۰/۲۸۰۰۰	۰I(	-۲/۱۱۷۲۵۲	۲	)II(	-۰/۴۶۰۶۷۳	۵	)۰I(

(منبع: محاسبات پژوهش)

جدول ۳: آزمون‌های ریشه‌واحد متغیرها با در نظر گرفتن شکست ساختاری

نام متغیر	آزمون کلمنت و همکاران				آزمون زیوت- اندریوز	
	شکست ساختاری ۱	شکست ساختاری ۲	آماره آزمون	درجه انباشتی	شکست ساختاری	درجه انباشتی
GDP/L	۱۳۸۳ [۵/۰۹۳] (۰/۰۰۰)	۱۳۸۷ [۳/۲۰۹] (۰/۰۰۳)	[-۳/۲۹۲] (-۵/۴۹۰)	I(۰)	۱۳۶۶ [-۷/۱۴۵۲۳۷] (۰/۰۱۱۵۴۶)	I(۱)
K/L	۱۳۶۶ [-۴/۹۵۹] (۰/۰۰۰)	۱۳۸۷ [۱۶/۶۵۲] (۰/۰۰۰)	[-۳/۹۶۶] (-۵/۴۹۰)	I(۱)	۱۳۸۶ [-۴/۰۸۶۰۹۸] (۰/۰۰۰۳۴۶)	I(۰)
FD	۱۳۸۱ [۸/۱۲۸] (۰/۰۰۰)	۱۳۸۶ [۵/۲۵۰] (۰/۰۰۰)	[-۴/۸۵۴] (-۵/۴۹۰)	I(۱)	۱۳۷۲ [-۳/۲۷۴۱۲۲] (۰/۰۳۰۱۵۴)	I(۰)
OIL	۱۳۸۰ [۷/۲۹۴] (۰/۰۰۲)	۱۳۹۰ [۸/۲۳۳] (۰/۰۰۱)	[-۱/۵۷۴] (-۵/۴۹۰)	I(۰)	۱۳۸۷ [-۳/۲۳۴۱۸۴] (۰/۰۰۱۰۷۴)	I(۰)
H	۱۳۷۲ [۱۳/۳۵۶] (۰/۰۰۰)	۱۳۸۷ [-۳/۹۰۶] (۰/۰۰۰)	[-۲/۷۰۷] (-۵/۴۹۰)	I(۰)	۱۳۷۳ [-۲/۰۷۲۱۰۹] (۰/۰۲۸۵۹۵)	I(۰)
TFP	۱۳۶۵ [۰/۰۸۳] (۰/۰۹۳۴)	۱۳۷۸ [۱/۷۵۲] (۰/۰۰۹۰)	[-۷/۶۹۱] (-۵/۴۹۰)	I(۰)	۱۳۶۸ [-۸/۴۵۶۹۷۸] (۰/۰۳۴۴۴۱)	I(۰)

(منبع: محاسبات پژوهش)

اعداد داخل براکت نشان‌دهنده آماره t و اعداد داخل پرانتز میزان احتمال آماره t مربوط به نقاط شکست ساختاری می‌باشد.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه‌واحد مبتنی بر شکست ساختاری (آزمون‌های زیوت - اندریوز و کلمنت و همکاران)، هیچ‌کدام از متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش دارای درجه انباشتگی مرتبه دوم نمی‌باشند و تمام متغیرها با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند زمانی در سطح یا با یک تفاضل مانا هستند. براساس آزمون شکست ساختاری کلمنت و همکاران برای متغیر بهره‌وری کل عوامل شکست ساختاری در سال‌های نشان داده‌شده در جدول در سطح اطمینان ۹۵ درصد تأیید نمی‌شود، ولی براساس آزمون زیوت اندریوز شکست ساختاری برای این متغیر در سال ۱۳۶۸ تأیید می‌گردد. در ادامه تحقیق و به منظور بررسی اعتبار نتایج به‌دست آمده، با در نظر گرفتن سال‌های شکست ساختاری نیز مدل‌ها بررسی می‌شوند.

با توجه به نتایج آزمون‌های مختلف ریشه‌واحد و اطمینان از قابل اعتبار بودن آماره F پسران، می‌توان به تخمین و بررسی مدل‌های موردنظر در این پژوهش با استفاده از روش $ARDL$ Bounding Test پرداخت.

۶-۲. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، نتایج آزمون هم‌انباشتگی و سایر آماره‌های تشخیصی

پس از بررسی درجه هم‌انباشتگی متغیرها، جهت برآورد مدل $ARDL$ Bounding Test و به‌منظور یافتن رابطه بلندمدت بین متغیرها، ضروری است تا وقفه بهینه سیستم انتخاب گردد. از بین معیارهای اطلاعات ذکر شده جهت انتخاب وقفه بهینه، معیار آکائیک در نمونه‌های با حجم بالا و معیار شوارتز - بیزین در نمونه‌های با حجم پایین نتایج قابل‌اطمینانی ارائه خواهند کرد. معیار حنان - کوئین نیز مابین این دو روش قرار دارد. با توجه به محدود بودن دوره مورد مطالعه در این قسمت از تحقیق (۱۳۵۹-۱۳۹۵) و برتری معیار شوارتز - بیزین در نمونه‌های کوچک نسبت به سایر معیارها، جهت انتخاب وقفه بهینه مدل از این معیار استفاده شد (آقای، ۱۳۹۵). پس از انجام آزمون‌های مربوط به مانایی متغیرها و پس از اطمینان از عدم انباشته بودن متغیرها از درجه دو، در این قسمت از تحقیق به انتخاب وقفه بهینه، انجام آزمون رابطه بلندمدت بین متغیرها و همچنین سایر آماره‌های تشخیصی جهت اطمینان از پایداری هریک از مدل‌ها پرداخته می‌شود. ستون اول جدول (۴) نشان‌دهنده رابطه‌های برآوردشده بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری و همچنین همراه با شکست ساختاری (مقادیر دامی برای نقاط شکست پیشنهادی توسط آزمون‌های ریشه‌واحد بین متغیرها به مدل اضافه شده است) می‌باشد. ستون دوم نشان‌دهنده وقفه بهینه هرکدام از متغیرها می‌باشد که براساس معیار شوارتز - بایزین (SBC) انتخاب شده است. ستون سوم مقادیر آزمون F پسران جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در تمام مدل‌های پژوهش و در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد براساس آزمون کرانه‌ای پسران تأیید می‌شود. علاوه بر این آزمون، با توجه به مطالعه کریمز و همکاران (۱۹۹۲)، معنادار بودن ضریب با وقفه تصحیح خطا نیز روشی

جایگزین و کارا جهت آزمون وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. منفی و معنی‌دار بودن این ضریب بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها است. با توجه به این معیار نیز وجود رابطه بلندمدت در تمام مدل‌های تحقیق مورد تأیید قرار می‌گیرد. سایر ستون‌های دیگر این جدول بیانگر آماره‌های تشخیصی مدل‌ها جهت بررسی فروض کلاسیک و اعتبار مدل‌های برآورد شده می‌باشند که براساس این آزمون‌ها، نتایج به‌دست آمده جهت تفسیر و بررسی مورد تأیید قرار می‌گیرند.

جدول ۴: نتایج آزمون رابطه بلندمدت و سایر آماره‌های تشخیصی

آزمون تصریح	آزمون خودهمبستگی	آماره آزمون واریانس ناهمسانی	آزمون نرمالیتی	آماره F	طول وقفه بهینه	مدل برآورد شده	
۰/۳۹۱۴۴ (۰/۵۳۲)	۱/۳۹۲۹ (۰/۲۳۸)	۲/۵۰۱۲ (۰/۱۱۴)	۳/۷۷۶۸ (۰/۱۵۱)	۶/۳۸۸۹*	(۲,۱,۰,۰)	$GDP/L=f(FD, OIL, K/L)$	۳ ۳
۰/۳۵۰۲۶ (۰/۵۵۴)	۱/۲۴۰۲ (۰/۲۶۵)	۲/۵۶۷۱ (۰/۱۰۹)	۵/۱۶۶۵ (۰/۰۷۶)	۶/۲۴۴۵*	(۲,۱,۰,۰)	$GDP/L=f(FD, OIL, K/L, DUMGDP/L_{83,87})$	
۰/۰۵۸۱۳۵ (۰/۸۰۹)	۱/۳۵۱۲ (۰/۲۴۵)	۰/۴۷۹۲۷ (۰/۴۸۹)	۰/۳۲۱۱۸ (۰/۸۵۲)	۱۵/۵۳۵۴*	(۲,۲,۱,۲,۰)	$TFP=f(FD, OIL, FD*OIL, H)$	۳ ۳
۰/۰۴۸۷۳۴ (۰/۸۲۵)	۱/۶۶۳۴ (۰/۱۹۷)	۰/۵۲۱۴۸ (۰/۴۷۰)	۰/۰۴۸۷۳۴ (۰/۸۲۵)	۱۴/۳۹۹۳*	(۲,۲,۱,۲,۰)	$TFP=f(FD, OIL, FD*OIL, H, DUMTFP_{68})$	

(منبع: محاسبات پژوهش)

* و ** به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح خطای ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.

۶-۳. تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت

پس از انجام آزمون‌های تشخیصی لازم، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تحقیق با استفاده از روش ARDL Bounding Test برآورد شد. با توجه به اینکه این روش به تعداد وقفه‌ها حساس است و تعداد مشاهدات در این پژوهش نیز محدود می‌باشد، حداکثر وقفه متغیرها براساس معیار شوارتز بیزین ۲ انتخاب شده است. نتایج حاصل از تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل‌های تحقیق در جداول بعدی ارائه شده است. با توجه به اثبات وجود شکست ساختاری در متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق و به منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده، تخمین مدل‌های تحقیق با در نظر گرفتن شکست ساختاری متغیرهای وابسته مدل‌ها و بدون در نظر گرفتن شکست ساختاری نیز برآورد شده‌اند. بدین صورت که در ابتدا تخمین هر مدل بدون شکست ساختاری ارائه می‌شود. سپس در ادامه تخمین مدل با اضافه کردن مقادیر دامی برای نقاط شکست پیشنهادی توسط آزمون ریشه‌واحد ارائه می‌شود. همان‌طور که در نتایج مشاهده می‌شود تفاوت معناداری بین نتایج وجود ندارد.

جدول ۵: بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بدون شکست ساختاری در مدل اول^۱

متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به ازای هر کارگر (شاخص رشد اقتصادی)				
برآورد رابطه کوتاه مدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۰۴۴	۲/۱۰۵۳	۰/۱۷۰۰۷	۰/۳۵۸۰۶	D (GDP/L (-1))
۰/۴۲۸	۰/۸۰۳۳۱	-۳E۰/۱۰۰۸	-۴E۰/۸۰۹۶	D(FD)
۰/۰۳۷	۲/۱۸۴۵	-۳E۰/۶۱۹۷	۰۰۱۳۵۳۸/۰	D(OIL)
۰/۰۰۶	۲/۹۹۲۳	۰/۱۲۸۹۵	۰/۳۸۵۸۶	D(K/L)
۰/۰۰۰	-۴/۵۱۲۸	۰/۱۹۲۹۲	-۰/۸۷۰۶۸	ECM (-1)
ECM=GDP/L - ۰/۹۳۰۰E-۴(FD) - ۰/۰۰۱۵۵۵۰(OIL) - ۰/۱۳۶۱۰(K/L) - ۰/۰۴۱۷۱۲(C)				
برآورد رابطه بلندمدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۴۴۸	۰/۷۶۹۵۲	-۳E۰/۱۲۰۹	-۴E۰/۹۳۰۰	FD
۰/۰۱۳	۲/۶۳۹۰	-۳E۰/۵۸۹۲	۰/۰۰۱۵۵۵۰	OIL
۰/۰۰۱	۳/۹۱۳۰	۰/۰۳۴۷۸۲	۰/۱۳۶۱۰	K/L
۰/۰۰۰	۵/۱۳۲۰	۰/۰۰۸۱۲۷۷	۰/۰۴۱۷۱۲	ضریب ثابت

(منبع: محاسبات پژوهش)

جدول ۶: بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت همراه با شکست ساختاری در مدل اول

متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به ازای هر کارگر (شاخص رشد اقتصادی)				
برآورد رابطه کوتاه مدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۰۴۶	۲/۰۹۰۲	۰/۱۷۵۹۹	۰/۳۶۷۸۶	D (GDP/L (-1))
۰/۳۹۳	۰/۸۶۸۷۱	-۳E۰/۱۰۵۳	-۴E۰/۹۱۴۹	D(FD)
۰/۰۴۸	۲/۰۷۲۲	-۳E۰/۶۴۳۷	۰/۰۰۱۳۳۱۸	D(OIL)
۰/۰۰۸	۲/۸۷۳۹	۰/۱۲۳۹۶	۰/۳۸۵۰۰	D(K/L)
۰/۶۳۸	-۰/۴۷۶۲۰	۰/۰۰۳۶۹۵۷	-۰/۰۰۱۷۵۹۹	D(DUM(GDP/L)) ₁₃₈₃
۰/۶۸۰	-۰/۴۱۷۱۸	۰/۰۰۳۸۲۵۱	-۰/۰۰۱۵۹۵۷	D(DUM(GDP/L)) ₁₃₈₇
۰/۰۰۰	-۴/۳۲۲۵	۰/۱۹۹۴۴	-۰/۸۶۲۰۷	ECM (-1)
DUM(GDP/L) ₁₃₈₃ + ۰/۰۰۲۰۴۱۴(C) + ۰/۰۴۳۰۰۲(K/L) - ۰/۱۳۰۸۶(OIL) - ۰/۰۰۱۵۴۴۸(FD) - ۳E۰/۱۰۶۱ECM = GDP/L - DUM(GDP/L) ₁₃₈₇ ۰/۰۰۱۸۵۱۰				
برآورد رابطه بلندمدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۴۱۷	۰/۸۲۴۵۹	-۳E۰/۱۲۸۷	-۳E۰/۱۰۶۱	FD
۰/۰۱۹	۲/۵۰۶۰	-۳E۰/۶۱۶۵	۰/۰۰۱۵۴۴۸	OIL
۰/۰۰۲	۳/۴۶۵۸	۰/۰۳۷۷۲۸	۰/۱۳۰۸۶	K/L
۰/۰۰۰	۴/۸۵۶۵	۰/۰۰۸۸۵۴۵	۰/۰۴۳۰۰۲	ضریب ثابت
۰/۶۴۱	-۰/۴۷۱۷۸	۰/۰۰۴۳۲۷۱	-۰/۰۰۲۰۴۱۴	DUM(GDP/L) ₁₃₈₃
۰/۶۸۴	-۰/۴۱۲۲۳	۰/۰۰۴۴۹۰۳	-۰/۰۰۱۸۵۱۰	DUM(GDP/L) ₁₃₈₇

(منبع: محاسبات پژوهش)

۱. تمام متغیرهای استفاده شده در این تحقیق به صورت لگاریتمی هستند.

جداول (۵) و (۶)، نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی به‌ازای هر واحد کارگر (شاخص رشد اقتصادی) را نشان می‌دهند. همان‌طور که مشاهده می‌شود توسعه مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد، ولی به لحاظ آماری معنادار نیست. بنابراین با استفاده از این مدل و دوره زمانی مورد بررسی نمی‌توان پذیرفت که توسعه مالی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. تأثیر سرمایه سرانه به‌ازای هر واحد کارگر بر رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است و این نشان‌دهنده این است که طی دوره مورد بررسی سرمایه نقش بسزایی در افزایش رشد اقتصادی در ایران داشته است. با توجه به ضریب متغیر شاخص فراوانی منابع طبیعی می‌توان گفت فراوانی منابع طبیعی و افزایش درآمدهای نفتی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. با توجه به این نتیجه شواهد کافی و مستقیم از وجود نفرین منابع (نفرین نفت) در ایران طی دوره مورد بررسی یافت نمی‌شود. بنابراین باید به‌دنبال آثار غیر مستقیم وجود نفرین منابع طی این دوره در ایران بود. البته با توجه به اینکه درآمدهای نفتی درصد بالایی از GDP کشور ایران را به خود اختصاص می‌دهد، چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نیست و افزایش درآمدهای نفتی تأثیر مثبت بر افزایش رشد اقتصادی خواهد داشت. در ادامه تحقیق به ارزیابی تأثیرات غیرمستقیم نفرین نفت در اقتصاد ایران از کانال بهره‌وری پرداخته می‌شود.

در راستای بررسی تأثیر غیرمستقیم فراوانی منابع طبیعی بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از طریق بهره‌وری در ایران، در ادامه تحقیق به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر بهره‌وری کل عوامل پرداخته می‌شود.

جدول ۷: بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بدون شکست ساختاری در مدل دوم

متغیر وابسته: بهره‌وری کل عوامل تولید				
برآورد رابطه کوتاه‌مدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۰۰۱	۳/۸۵۴۰	۰/۱۱۴۹۵	۰/۴۴۳۰۳	D (TFP (-1))
۰/۹۱۴	-۰/۱۰۸۶۰	۰/۰۰۴۹۴۸۵	-۳E-۰/۵۳۷۴	D(FD)
۰/۴۶۵	۰/۷۴۲۱۵	۰/۰۵۱۰۲۲	۰/۰۳۷۸۶۶	D(OIL)
۰/۰۰۹	-۲/۸۳۵۵	۰/۰۳۰۳۳۳	-۰/۰۸۶۰۰۸	D (OIL (-1))
۰/۹۳۳	-۰/۰۸۴۹۸۷	۰/۰۰۱۴۴۲۸	-۰/۱۲۲۶E-۳	D(FD*OIL)
۰/۰۱۵	-۲/۵۹۸۰	-۳E۰/۲۰۱۳	-۰/۰۰۱۸۲۲۰	D(FD*OIL)(-1))
۰/۰۲۲	۲/۴۳۰۰	-۷E۰/۲۹۸۳	-۷E۰/۷۲۴۸	D (H)
۰/۰۰۰	-۴/۵۲۲۰	۰/۱۹۸۸۹	-۰/۸۹۹۴	ECM (-1)
ECM= TFP - ۰/۰۰۵۸۶۶۷(FD) + ۰/۰۸۴۷۲۹ (OIL) + ۰/۰۰۲۱۸۵۱ (FD*OIL) - ۰/۳۸۱۶E-۷(H) - ۱/۳۹۶۹(C)				
برآورد رابطه بلندمدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۰۰۲	۳/۵۱۶۴	۰/۰۰۱۶۶۸۴	۰/۰۰۵۸۶۶۷	FD
۰/۰۰۱	-۴/۰۲۴۱	۰/۰۲۱۰۵۵	-۰/۰۸۴۷۲۹	OIL
۰/۰۰۰	-۴/۲۴۱۰	-۳E۰/۵۱۵۲	-۰/۰۰۲۱۸۵۱	FD*OIL
۰/۰۲۰	۲/۵۱۰۰	-۷E۰/۱۵۲۰	-۷E۰/۳۸۱۶	H
۰/۰۰۰	۱۰/۸۳۲۱	۰/۱۲۸۹۶	۱/۳۹۶۹	ضریب ثابت

(منبع: محاسبات پژوهش)

جدول ۸: بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت همراه با شکست ساختاری در مدل دوم

متغیر وابسته: بهره‌وری کل عوامل تولید				
برآورد رابطه کوتاه مدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۰۰۱	۳/۷۷۷۸	۰/۱۱۷۴۴	-۰/۴۴۳۶۵	D (TFP (-1))
۰/۹۱۹	-۰/۱۰۲۳۷	۰/۰۰۵۰۵۴۸	-۳E-۰/۵۱۷۵	D(FD)
۰/۵۱۹	۰/۶۵۴۷۱	۰/۰۵۳۵۸۴	۰/۰۳۵۰۸۲	D(OIL)
۰/۰۱۲	-۲/۶۹۷۷	۰/۰۳۱۴۴۰	-۰/۰۸۴۸۱۳	D (OIL (-1))
۰/۹۶۸	-۰/۰۰۹۴۳	۰/۰۰۱۴۹۹۰	-۰/۶۱۳۷E-۴	D(FD*OIL)
۰/۰۲۴	۲/۴۱۰۵	-۳E۰/۷۳۹۰	۰/۰۰۱۷۸۱۵	D(FD*OIL(-1))
۰/۰۲۵	۲/۳۸۲۵	-۷E۰/۳۰۴۷	-۷E۰/۷۲۵۹	D (H)
۰/۸۲۵	۰/۲۲۲۹۴	۰/۰۴۲۶۴	۰/۰۰۹۵۰۶۳	D(DUM(TFP)) ₁₃₆₈
۰/۰۰۰	-۹/۱۵۰۴	۰/۲۰۶۶۵	-۱/۸۹۰۹	ECM (-1)
ECM= TFP - ۰/۰۰۵۹۰۸۷(FD) + ۰/۰۸۵۲۲۲ (OIL) + ۰/۰۰۲۱۹۰۶ (FD*OIL) - ۰/۳۸۳۹E-۷(H) - ۱/۴۰۰۲(C) - ۰/۰۰۵۰۲۷۴ DUM(TFP) ₁₃₆₈				
برآورد رابطه بلندمدت				
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	متغیرها
۰/۰۰۲	۳/۴۳۰۶	۰/۰۰۱۷۲۲۳	-۰/۰۰۵۹۰۸۷	FD
۰/۰۰۱	-۳/۹۲۴۱	۰/۰۲۱۷۱۸	-۰/۰۸۵۲۲۲	OIL
۰/۰۰۰	۴/۱۳۹۴	-۳E۰/۵۲۹۲	-۰/۰۰۲۱۹۰۶	FD*OIL
۰/۰۲۲	۲/۴۵۵۹	-۷E۰/۱۵۶۳	-۷E۰/۳۸۳۹	H
۰/۰۰۰	۱۰/۵۱۸۱	۰/۱۳۳۱۲	۱/۴۰۰۲	ضریب ثابت
۰/۸۲۶	۰/۲۲۱۸۹	۰/۰۲۲۶۵۷	۰/۰۰۵۰۲۷۴	DUM(TFP) ₁₃₆₈

(منبع: محاسبات پژوهش)

جداول (۷) و (۸)، نتایج حاصل از برآورد کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل با در نظر گرفتن متغیر تعاملی فراوانی منابع طبیعی (وابستگی به نفت) و توسعه مالی در ایران طی دوره مورد بررسی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جداول ملاحظه می‌شود، توسعه مالی در بلندمدت تأثیر مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل در ایران دارد، ولی در کوتاه‌مدت به لحاظ آماری معنی‌دار نیست و نمی‌توان اظهارنظری در مورد آن کرد. با توجه به ضرایب برآوردشده، تأثیر توسعه مالی بر تغییرات بهره‌وری کل عوامل در ایران طی دوره مورد بررسی به‌صورت زیر است:

$$\frac{\partial \ln TFP_t}{\partial \ln FD_t} = 0/005 - 0/002 * (\ln OIL_t)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهره‌وری در ایران را خنثی می‌کند. با توجه به ضرایب به‌دست آمده می‌توان گفت افزایش هرچه بیشتر درآمدهای نفتی منجر به افزایش بهره‌وری در ایران نشده است. این نتیجه بیانگر تأثیر غیرمستقیم فراوانی منابع

طبیعی بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از کانال بهره‌وری کل عوامل می‌باشد. براساس این نتیجه می‌توان از فراوانی درآمدهای نفتی طی دوره مورد بررسی در ایران به نفرین نفت یاد کرد.

تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر بهره‌وری کل عوامل نیز در بلندمدت منفی و معنی‌دار است، اما تأثیر تغییرات فراوانی منابع بر بهره‌وری کل عوامل با توجه به ضرایب برآوردی به‌صورت زیر است:

$$\frac{\partial \ln TFP_t}{\partial \ln OIL_t} = -0/085 - 0/002 * (\ln FDI_t)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود افزایش توسعه مالی در حضور فراوانی منابع طبیعی در ایران طی دوره مورد بررسی نتوانسته است تأثیر مثبتی بر بهره‌وری داشته باشد. اگرچه توسعه مالی به‌تنهایی بر بهره‌وری کل عوامل تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد، توسعه مالی از طریق درآمدهای نفتی تأثیر منفی بر بهره‌وری داشته و این نتیجه نیز می‌تواند تأییدی بر نفرین نفت طی دوره مورد بررسی در ایران باشد و بیانگر عملکرد ضعیف مؤسسات مالی و سیستم بانکداری در تخصیص منابع به فعالیت مولد و با بهره‌وری بالا طی دوره مورد بررسی می‌باشد. شاخص سرمایه انسانی نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری کل عوامل داشته است.

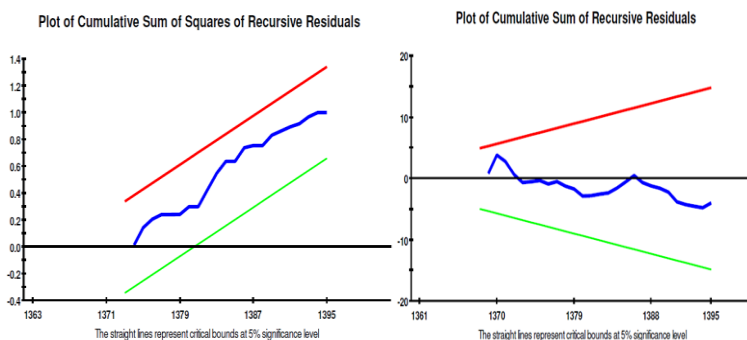
با توجه به تئوری‌های موجود اقتصادی توسعه مالی از طریق تحرک پس‌اندازها و تخصیص منابع به سرمایه‌گذاری‌های مولد و بهره‌ور باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. در مطالعات انجام‌شده قبلی در داخل کشور نیز تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی غالباً مثبت گزارش شده است. در این تحقیق نیز تأثیر مثبت است، ولی معنی‌دار نیست که این عدم معناداری همان‌طور که در ادامه تحقیق از کانال بهره‌وری مورد بررسی قرار گرفت، قابل بررسی و تجزیه و تحلیل می‌باشد. یکی از دلایل عدم معناداری تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشور با توجه به نتایج به‌دست آمده عدم سرمایه‌گذاری منابع مالی در سرمایه‌گذاری‌های مولد و کارآ می‌باشد و اینکه سیستم مالی غالب در کشور که بیشتر مبتنی بر بانک‌ها و مؤسسات مالی می‌باشد، از تخصیص مناسب و بهینه منابع مالی و به‌طور ویژه درآمدهای نفتی ناتوان است که البته این خود می‌تواند از وابستگی کشور به منابع نفتی نشأت بگیرد. زیرا وابستگی به نفت باعث افزایش نقش غالب دولت و بخش عمومی در سرمایه‌گذاری‌ها می‌شود و سرمایه‌گذاری‌های بخش دولتی جای بخش خصوصی را خواهد گرفت و از آنجایی که سرمایه‌گذاری‌های بخش دولتی از کارایی کمتری نسبت به بخش خصوصی برخوردار است، در نتیجه بر تولید واقعی تأثیر منفی خواهد داشت. بنابراین می‌توان گفت فراوانی منابع طبیعی در کشور باعث تضعیف رابطه توسعه مالی - رشد اقتصادی در کشور گردیده است. همان‌طور که در تخمین مدل دوم نیز نشان داده شد فراوانی منابع طبیعی از تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهره‌وری در کشور می‌کاهد. با توجه به مدل دوم برآوردشده در این تحقیق، فراوانی منابع طبیعی (نفرین نفت) به‌طور مستقیم تأثیر منفی بر بهره‌وری دارد و علی‌رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر بهره‌وری به‌تنهایی، توسعه مالی با وجود درآمدهای نفتی تأثیر منفی بر بهره‌وری طی دوره مورد بررسی داشته است. عدم توانایی واسطه‌ها و مؤسسات مالی برای سرمایه‌گذاری در کشورهای دارای منابع طبیعی (نفت) مانند ایران می‌تواند به

دلیل نوسانات و عدم قطعیت نسبت به قیمت نفت باشد. زیرا این عدم اطمینان انگیزه بانک‌ها را برای سرمایه‌گذاری‌های کلان و مولد کاهش داده و آن‌ها را به سمت فعالیت‌های کم ریسک مانند اعطای وام‌های مصرفی و مسکن سوق می‌دهد تا اینکه منابع آن‌ها صرف سرمایه‌گذاری‌های با بهره‌وری بالاتر شود.

در تمام مدل‌های برآوردشده، ضریب تصحیح خطای برآوردی (ECM) منفی و معنادار است و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. همچنین براساس مقادیر ضرایب به‌دست آمده برای این متغیر به ترتیب در مدل‌های اول و دوم ۸۷ درصد و ۸۹ درصد از انحرافات از عدم تعادل بلندمدت در هر دوره تصحیح می‌شود. این ضرایب بیانگر این است که رسیدن به تعادل بلندمدت نسبتاً سریع اتفاق می‌افتد.

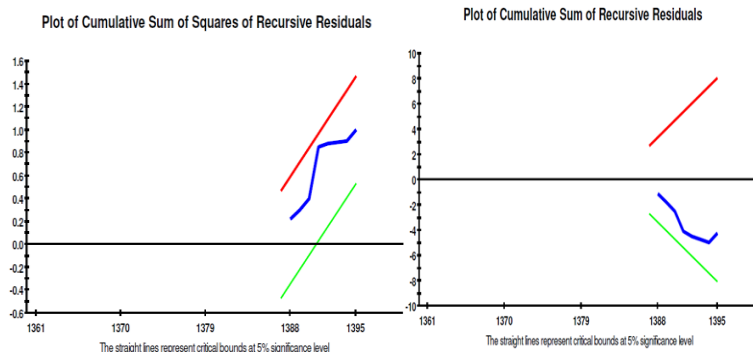
۶-۴. آزمون پایداری پارامترهای برآوردی

بررسی پایداری پارامترهای برآوردی در تخمین ARDL به‌منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده بسیار ضروری می‌باشد. به‌منظور آزمون پایداری پارامترهای برآوردی از آزمون‌های مجموع پسماندهای بازگشتی (CUSUM) و مجموع مجذور پسماندهای بازگشتی (CUSUMSQ) باقیمانده‌های بازگشتی، همراه با شکست ساختاری و بدون شکست ساختاری در مدل‌ها استفاده گردید. براساس نتایج حاصل از این آزمون‌ها هیچ ناپایداری پارامتری در مدل‌های برآوردشده وجود ندارد و پارامترهای برآوردشده پایداری لازم جهت اتخاذ توصیه‌های سیاستی را دارا می‌باشند.

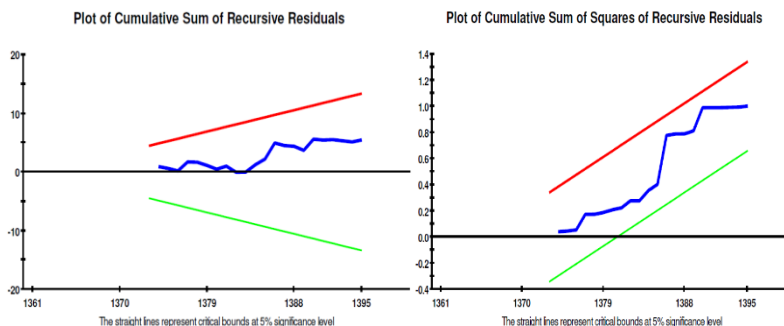


نمودار ۱: آزمون پایداری ضرایب بدون شکست ساختاری در برآورد مدل اول

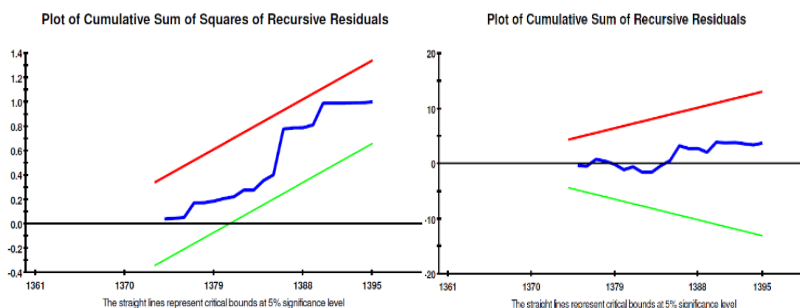
(منبع: محاسبات پژوهش)



نمودار ۲: آزمون پایداری ضرایب همراه با شکست ساختاری در برآورد مدل اول
(منبع: محاسبات پژوهش)



نمودار ۳: آزمون پایداری ضرایب بدون شکست ساختاری در برآورد مدل دوم
(منبع: محاسبات پژوهش)



نمودار ۴: آزمون پایداری ضرایب همراه با شکست ساختاری در برآورد مدل دوم
(منبع: محاسبات پژوهش)

۷. بررسی قابلیت اطمینان مدل‌ها (Robustness check)

به‌منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده، تخمین مدل‌های تحقیق با شاخص‌های مختلف توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی^۱ نیز انجام شد. با توجه به نتایج به‌دست آمده، نتایج تمامی مدل‌های برآوردشده تأیید می‌شود. همچنین به‌منظور اطمینان بیشتر نتایج تحقیق، تخمین مدل با استفاده از دو تخمین‌زن FMOLS و DOLS نیز انجام شد. به‌طور کلی نتایج به‌دست آمده از تخمین‌های کنترلی، نتایج مدل ARDL را تأیید کرد.

جدول ۹: نتایج برآورد مدل‌ها به روش DOLS

همراه با شکست ساختاری		بدون شکست ساختاری		مدل اول (متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به‌ازای هر کارگر (شاخص رشد اقتصادی))			
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	متغیرها
۰/۳۷۶۳	۰/۹۰۵۹۸۹	۰/۰۰۰۱۶۹	۰/۰۰۰۱۵۳	۰/۵۶۳۳	۰/۵۸۷۲۰۷	۰/۰۰۰۱۵۷	Ln(FD)
۰/۰۲۳۷	۲/۴۵۸۱۴۵	۰/۰۰۰۵۰۲	۰/۰۰۱۲۳۳	۰/۰۰۸۶	۲/۸۹۹۱۴۹	۰/۰۰۰۴۷۶	LN(OIL)
۰/۰۵۹۱	۲/۰۰۷۵۶۷	۰/۰۴۹۰۶۳	۰/۰۹۸۴۹۷	۰/۰۱۶۷	۲/۵۹۹۶۳۱	۰/۰۴۵۰۳۰	Ln(K/L)
۰/۰۰۰۲	۴/۳۴۷۶۱	۰/۰۱۱۰۶۱	۰/۰۵۱۲۶۵	۰/۰۰۰۱	۴/۶۵۵۰۶۶	۰/۰۱۰۲۲۸	ضریب ثابت
۰/۹۹۹۰	-۰/۰۱۳۰۷	۰/۰۰۲۹۹۲	-۳/۹۱E-۰۶	-	-	-	DUM(GDP/L)1383
۰/۲۲۵۸	-۱/۲۵۱۸۴۳	۰/۰۰۳۴۹۲	-۰/۰۰۴۳۷۲	-	-	-	DUM(GDP/L)1387
مدل دوم (متغیر وابسته: بهره‌وری کل عوامل تولید)							
۰/۳۶۷۱	۰/۹۲۸۲۸۴	۰/۰۰۳۸۵۹	۰/۰۰۳۵۸۲	۰/۳۴۱۴	۰/۹۷۸۸۳۸	۰/۰۰۳۸۰۹	Ln(FD)
۰/۳۵۲۵	-۰/۹۵۷۵۶۱	۰/۰۵۲۷۱۵	-۰/۰۵۰۴۷۸	۰/۳۱۹۳	-۱/۰۲۶۰۵۶	۰/۰۵۱۹۹۸	LN(OIL)
۰/۰۴۴۲	-۲/۱۸۴۲۶۹	۰/۰۰۱۱۸۵	-۰/۰۰۲۵۸۹	۰/۰۳۰۶	-۲/۳۵۷۵۸۹	۰/۰۰۱۱۶۲	Ln(FD)*LN(OIL)
۰/۶۰۶۵	۰/۵۲۵۴۴۰	۴/۴۴E-۰۸	۲/۳۳E-۰۸	۰/۶۰۹۹	۰/۵۱۹۸۰۸	۴/۳۹E-۰۸	H
۰/۰۱۰۸	۲/۸۸۴۸۶۶	۰/۳۳۹۳۰۳	۰/۹۷۸۸۴۴	۰/۰۰۹۳	۲/۹۳۱۵۹۹	۰/۳۳۵۱۳۶	ضریب ثابت
۰/۳۱۵۰	۱/۰۳۷۴۳۵	۰/۰۳۴۶۱۰	۰/۰۳۵۹۰۶	-	-	-	DUM(TFP)1368

(منبع: محاسبات پژوهش)

۱. دیگر شاخص توسعه مالی مورد استفاده در این تحقیق شاخص توسعه مالی ارائه‌شده توسط صندوق بین‌المللی پول می‌باشد و شاخص جایگزین درآمدهای نفتی نیز شاخص اجاره نفت و گاز می‌باشد که برابر با تفاوت بین ارزش تولید نفت و گاز در قیمت‌های جهانی و کل هزینه تولید استفاده‌شده می‌باشد.

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل‌ها به روش FMOLS

همراه با شکست ساختاری				بدون شکست ساختاری			
مدل اول (متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت به ازای هر کارگر(شاخص رشد اقتصادی))							
احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	ضریب	احتمال	آماره t	انحراف خطای استاندارد	متغیرها
۰/۱۳۴۹	۱/۵۳۶۱۶	۰/۰۰۰۱۰۸	۰/۰۰۰۱۶۶	۰/۰۹۹۵	۱/۶۹۶۲۷۸	۹/۹۱E-۰۵	Ln(FD)
۰/۰۰۱۲	۳/۵۶۷۸۱۳	۰/۰۰۰۵۳۸	۰/۰۰۱۹۲۰	۰/۰۰۰۵	۳/۸۹۴۱۱۰	۰/۰۰۰۵۰۵	LN(OIL)
۰/۰۰۰۵	۳/۹۳۱۲۳۲	۰/۰۳۰۷۴۲	۰/۱۳۰۸۵۴	۰/۰۰۰۲	۴/۱۳۴۲۵۹	۰/۰۲۷۳۹۹	Ln(K/L)
۰/۰۰۰۰	۶/۴۳۱۵۷۱	۰/۰۰۷۲۷۰	۰/۰۴۶۷۵۷	۰/۰۰۰۰	۷/۳۱۰۶۶۰	۰/۰۰۶۵۷۷	ضریب ثابت
۰/۰۱۵۶	-۲/۵۶۴۶۱۶	۰/۰۰۳۹۳۰	-۰/۰۱۰۰۷۹	-	-	-	DUM(GDP/L)1383
۰/۰۱۱۹	-۲/۶۷۶۶۵۰	۰/۰۰۳۹۰۶	-۰/۰۱۰۴۵۵	-	-	-	DUM(GDP/L)1387
مدل دوم (متغیر وابسته: بهره‌وری کل عوامل تولید)							
۰/۰۱۰۵	۲/۷۲۸۲۳۷	۰/۰۰۲۴۸۰	۰/۰۰۶۷۶۷	۰/۰۱۰۸	۲/۷۱۱۵۶۲	۰/۰۰۲۴۳۶	Ln(FD)
۰/۰۰۵۳	-۳/۰۰۶۱۲۶	۰/۰۳۱۶۷۱	-۰/۰۹۵۲۰۷	۰/۰۰۵۳	-۳/۰۰۰۲۳۱	۰/۰۳۱۰۹۱	LN(OIL)
۰/۰۱۳۶	-۲/۶۲۱۲۹۸	۰/۰۰۰۸۱۲	-۰/۰۰۲۱۲۸	۰/۰۱۸۳	-۲/۴۹۰۷۷۳	۰/۰۰۰۷۹۸	Ln (FD)*LN(OIL)
۰/۰۱۷۱	۲/۵۳۴۰۵۵	۲/۱۲E-۰۸	۵/۳۶E-۰۸	۰/۰۱۲۵	۲/۶۵۰۶۹۵	۲/۰۹E-۰۸	H
۰/۰۰۰۰	۸/۲۴۵۸۵۸	۰/۱۸۲۸۷۷	۱/۵۰۷۹۷۵	۰/۰۰۰۰	۸/۴۴۴۴۶۱	۰/۱۷۹۴۵۴	ضریب ثابت
۰/۱۵۲۰	۱/۴۶۹۷۶۳	۰/۰۳۹۳۱۵	۰/۰۵۷۷۸۳	-	-	-	DUM(TFP)1368

(منبع: محاسبات پژوهش)

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادت

در این مطالعه به بررسی تأثیر وفور منابع طبیعی (درآمدهای نفتی) بر رابطه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی در ایران از کانال بهره‌وری پرداخته شد. براساس نتایج حاصل از تحقیق توسعه مالی طی دوره مورد بررسی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی در ایران ندارد و بیانگر این است که نهادها و مؤسسات مالی، به‌ویژه سیستم بانکی، نتوانسته است منابع مالی را به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد و بهره‌ور سوق دهد. اما شاخص فراوانی منابع طبیعی تأثیری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارد. با توجه به اینکه درآمدهای نفتی درصد بالایی از GDP کشور ایران را به خود اختصاص می‌دهند، چنین نتیجه‌ای دور از انتظار نیست. تأثیر سرمایه سرانه به‌ازای هر واحد کارگر بر رشد اقتصادی نیز مثبت و معنی‌دار است و از بین عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در این تحقیق، این متغیر بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی داشته است و نشان‌دهنده این است که سرمایه نقش بسزایی در افزایش رشد اقتصادی در ایران دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل رشد اقتصادی با نتایج سایر تحقیقات انجام‌شده در ایران نظیر اصغرپور و مهدیلو (۲۰۱۵) و نگین‌تاجی و همکاران (۲۰۲۲) نیز سازگار است.

نتایج حاصل از این مدل با نتایج مطالعات کینگ و لوین (۱۹۹۳)۱، لوین و زرواس (۱۹۹۸)۲، نیوسر و کاگلر (۱۹۹۶)۳، لوین، لویاز و بک (۲۰۰۰)، بارجاس و همکاران (۲۰۱۳) و آستریو و اسپانوس (۲۰۱۹) مبنی بر همبستگی مثبت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی نیز سازگار است. برآورد عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل (که به روش سولو محاسبه شده است) نیز بیانگر این است که توسعه مالی تأثیری مثبت بر بهره‌وری کل عوامل طی دوره مورد بررسی داشته است، ولی با توجه به مدل برآوردشده، تأثیر نهایی توسعه مالی بر بهره‌وری تحت تأثیر درآمدهای نفتی قرار دارد. ضریب منفی و معنادار متغیر تعاملی توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی نشان‌دهنده تأثیر منفی درآمدهای نفتی بر رابطه توسعه مالی و بهره‌وری در ایران است. این نتیجه می‌تواند بیانگر تأثیر غیرمستقیم و فور منابع بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی از کانال بهره‌وری در ایران طی دوره مورد بررسی باشد و نشان‌دهنده این است که وابستگی به نفت، یکی از مهم‌ترین شاخه‌های رشد اقتصادی را که توسعه مالی است، تضعیف کرده است، بنابراین فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه فراوانی منابع طبیعی (وابستگی به نفت) از طریق تأثیر منفی بر بهره‌وری، موجب تضعیف رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران می‌شود، مورد پذیرش قرار می‌گیرد و فرضیه نفرین نفت در ایران طی دوره مورد بررسی تأیید می‌شود. نتایج به‌دست آمده در این قسمت از تحقیق با نتایج مطالعات آوا و آتانگان (۲۰۲۳)۴ و شهباز و همکاران (۲۰۱۹)۵ و بدیب و همکاران (۲۰۱۶) سازگار است.

یافته‌های حاصل از این پژوهش می‌تواند شامل مجموعه‌ای از پیشنهادات سیاستی برای اقتصاد ایران باشد. در ابتدا دولت ایران باید از خطر تأثیر منفی غیرمستقیم وابستگی به نفت بر سیستم مالی و در نتیجه تضعیف فعالیت‌های سرمایه‌گذاری آگاه شود. بنابراین منطقی است که درجه وابستگی به نفت را در پایین‌ترین سطح ممکن نگه دارد، فعالیت‌های تنوع بخشی اقتصادی را تقویت کند و سهم بخش‌های دیگر از تولید ناخالص داخلی (GDP) را افزایش دهد. همچنین، سیستم مالی باید در فعالیت‌های سرمایه‌گذاری تولیدی بیشتری شرکت کند تا نقش خود را در بهبود رشد اقتصادی تقویت کند. در این رابطه، سیاستمداران باید اقداماتی را پیگیری کنند که بهبود کارایی واسطه‌گری بانکی را تسهیل می‌کنند. علاوه بر این، یکی از مهم‌ترین مکانیسم‌های نفرین منابع نفتی در اقتصادهای وابسته به نفت، مدیریت ناصحیح این منابع و بی‌توجهی به توسعه انسانی است. دسترسی آسان به درآمدهای نفت ممکن است دولت را از توسعه سرمایه انسانی خود معاف سازد که ممکن است تأثیر منفی بر عملکرد بخش مالی و سایر بخش‌های مختلف اقتصادی داشته باشد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود سیاستمداران نیازمندی‌های لازم برای تقویت توسعه انسانی را ارتقا دهند که نقش مهمی در ارتقای بهره‌وری و کارایی سرمایه‌گذاری دارد.

1. King & Levine (1993)
2. Levine & Zervos (1998)
3. Neusser & Kugler (1996)
4. Awa & Atangana (2023)
5. Shabbaz, et al. (2019)

References

- Adeniy, O., Abimbola, O., Omisakin, O. & Egwaikhide, F. (2015). Financial development and economic growth in Nigeria: Evidence from threshold modelling. *Economic Analysis and Policy*, 47, 11–21.
- Ang, J.B. (2009). *Financial Development and Economic Growth in Malaysia* (Routledge Studies in the Growth Economies of Asia). Routledge, London: New York.
- Assari, A., Naseri, A. R., & Aghaei, M. (2008). Financial Development and Economic Growth: A Comparison between Oil-Producing OPEC and Non-Oil Developing Countries. *Economic Research Journal*, 43(82), 141-161. [In Persian]
- Asgharpur, H. & Mehdiloo, A. (2015). Examine the causality between financial development and economic growth indicators in Iran: a Markov model approach for nonlinear Markov switching MS-VAR. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 50(4), 777-806. doi: 10.22059/jte.2015.56145. [In Persian]
- Asteriou, D. & Spanos, K. (2019). The relationship between financial development and economic growth during the recent crisis: Evidence from the EU. *Finance Research Letters*, 28, 238-245.
- Auty, R.M. (1993). Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis. *Routledge*, 40(7), 1308–1316.
- Awoa, P. & Atangana, H. (2023). Natural resources and productivity growth in developing countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, DOI: 10.1080/09638199.2023.2255685
- Badeeb, R. A., Lean, H. H. & Smyth, R. (2016). Oil curse and finance–growth nexus in Malaysia: The role of investment. *Energy Economics*, 57, 154-165.
- Badeeb, R. A., & H. H. Lean. 2017. Natural Resources and Productivity: Can Banking Development Mitigate the Curse?. *Economies*, 5(2), 11. <https://doi.org/10.3390/economies5020011>.
- Baltagi, B.H., Demetriades, P.O. & Law, S.H. (2009). Financial development and openness: evidence from panel data. *J. Dev. Econ*, 89(2), 285–296.
- Banerjee, A., Dolado, J.J. & Mestre, R. (1992). On some simple tests for cointegration: The cost of simplicity. *Bank of Spain Working Paper*, 9302.
- Barajas, A., Chami, R. & Yousefi, R.S. (2013). The finance and growth nexus re-examined: do all countries benefit equally? *IMF Working Paper*, 13-130.
- Bayat, F., Sefipour, R. & Mehrabian, A. (2022). Investigation the effect of abundance of natural resources and institutional quality on economic growth in recession and boom regimes. *Applied theories of economics*, 34(9), 231-256. [In Persian]
- Beck, T. (2011). Finance and oil: are there a resource curse in financial development? *European Banking Center Discussion Paper*, 2011-004.

- Benhabib, J. & Spiegel, M.M. (1994). The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. *J. Monet. Econ*, 34(2), 143-173.
- Ben-Salhaa, O., Dachraouid, H. & Sebri, M. (2018). Natural resource rents and economic growth in the top resource-abundant countries: A PMG estimation. *Resources Policy*. Available online.
- Blanco, L. & Grier, R. (2012). Natural resource dependence and the accumulation of physical and human capital in Latin America. *Resources Policy*, 37(3), 281-295.
- Daniele, V. (2011). Natural resources and the 'quality' of economic development. *J. Dev Stud*, 47(4), 545-573.
- Durusu-Ciftci, D., Ispir, M. & Serdar, Y.H. (2016). Financial development and economic growth: Some theory and more evidence. *Journal of Policy Modeling*, 39(2), 290-306.
- Dwumfour, R.A. & Ntow-Gyamfi, M. (2018). Natural resources, financial development and institutional quality in Africa: Is there a resource curse? *Resources Policy*, 59, 411-426.
- Gelb, A. (Ed.). (1988). *Oil Windfalls: Blessing or Curse?* Oxford University Press, Oxford and New York.
- Gylfason, T. (2001). Natural resources education and economic development. *Eur. Econ. Rev*, 45(4), 847-859.
- Gylfason, T. & Zoega, G. (2006). Natural resources and economic growth: the role of investment. *World Economy*, 29, 1091-1115.
- Harchaoui, T.M., Tarkhani, F. & Yuen, T. (2005). The effects of the exchange rate on investment: evidence from Canadian manufacturing industries. *Working Paper 2005-22*. Bank of Canada.
- Ibrahim, M. & Alagidede, P. (2018). Effect of financial development on economic growth in sub-Saharan Africa, *Journal of Policy Modeling*, 40(6), 1104-1125.
- Jarrett, U., Mohaddes, K. & Mohtadi, H. (2019). Oil price volatility, financial institutions and economic growth. *Energy Policy*, 126, 131-144.
- Gazdar, K., Kabir Hassan, M. & Faisal Safa, M. (2018). Oil price volatility, Islamic financial development and economic growth in Gulf Cooperation Council (GCC) countries. *Borsa Istanbul Review*, Available online.
- Guo, Y., Yu, M., Xu, M., Tang, Y., Huang, J., Liu, J., & Hao, Y. (2023). Productivity gains from green finance: A holistic and regional examination from China. *Energy Economics*, 107105.
- Kutan, A. M. & Wyzan, M. L. (2005). Explaining the real exchange rate in Kazakhstan: Is Kazakhstan vulnerable to the Dutch disease? *Economic Systems*, 29(2), 242-255.
- Lane, Philip R. & Tornell, Aaron (1996). The voracity effect, *The American Economic Review*, 89(1), 22-46.

- Larrain, B. (2004). Financial Development, Financial Constraints, and the Volatility of Industrial Output. Public Policy Discussion Paper 04-6, Federal Reserve bank of Boston.
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *J. Econ Lit*, 35, 688-726.
- Libman, A. (2013). Natural resources and sub-national economic performance: does subnational democracy matter? *Energy Econ*, 37, 82-99.
- Mehlum, H., Karl, M. and Torvik, R. (2006), Institutions and the Resource Curse. *Economic Journal*, 116, 1-20.
- Moradbeigi, M. & Hook Law, S. (2016). Growth volatility and resource curse: Does financial development dampen the oil shocks. *Journal of resources policy*, 48, 97-103.
- Moradbeigi, M. & Hook Law, S. (2017). The role of financial development in the oil-growth nexus. *Resources Policy*, 53, 164-172.
- Mohammadi, M., & Sadeghi, S. K. (2022). Investigating the Impact of Natural Resources on the Economic Growth of Selected Developing Countries Considering the Role of Institutional Quality and Human Capital. *Economic Policies and Research*, 1(1), 173-194. doi: <https://doi.org/10.34785/J025.2022.006>.
- Nili, M. & Rastad, M. (2007). Addressing the growth failure of the oil economies: the role of financial development. *Q. Rev. Econ. Financ*, 46, 726-740. Resource Dependence in Resource Abundant Countries. *Resources Policy*, 60: 47-55. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.12.002>
- Negin Taji, Z., Golmoradi Adine Vand, H. & Sadeghi Nejad, M. A. (2022). Investigating the relationship between economic growth, banking sector development and capital market in Iran. *Financial Economics*, 16(60), 195-212 [In Persian]
- Sachs, J.D. & Warner, A.M. (2001). The curse of natural resources. *Eur. Econ. Rev*, 45, 827-838.
- Sachs, J.D. & Warner, A.M. (1999). The big push, natural resource booms and growth. *J. Dev. Econ*, 59(1): 43-76.
- Salim, R.A., Hassan, K. & Shafiei, S. (2014). Renewable and non-renewable energy consumption and economic activities: further evidence from OECD countries. *Energy Economics*, 44, 350-360.
- Shah-Abadi, A., & Sari-Gol, S. (2017). Direct and Indirect Effects of Oil on Total Factor Productivity in the Iranian Economy (Using Simultaneous Equation System Method). *Scientific-Research Quarterly Journal of Economic Growth and Development Studies*, 7(28), 141-164. [In Persian]
- Shah-Abadi, A., & Feli, P. (2010). The Impact of Financial Development on Total Factor Productivity in Iran. *Quarterly Journal of Modern Economy and Trade*, 6(23), 111-133. [In Persian]

- Singh, S., Arya, V., Yadav, M. P., & Power, G. J. (2023). Does financial development improve economic growth? The role of asymmetrical relationships. *Global Finance Journal*, 56, 100831.
- Van der Ploeg, F. & Poelhekke, S. (2010). The pungent smell of "red herrings": Subsoil assets, rents, volatility and the resource curse. *Journal of Environmental Economics and Management*, 60(1), 44-55.
- Tang, C., Irfan, M., Razzaq, A., & Dagar, V. (2022). Natural resources and financial development: Role of business regulations in testing the resource-curse hypothesis in ASEAN countries. *Resources Policy*, 76, 102612.
- Yavari, K., Rezagholizadeh, M., & Aghayi, M. (2011). Economic Growth in Resource-Rich Countries (with an Emphasis on Oil Resources). *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 5(3), 15, 25-46. [In Persian]
- Yuxiang, k. & Chen, z. (2011). Resource abundance and financial development: Evidence from China. *Resources Policy*, 36, 72-79.
- Zivot, E. & Andrews, K. (1992). Further Evidence on The Great Crash, the Oil Price.

Natural Resource Abundance and Financial Development and Economic Growth Relationship in Iran: Role of Productivity

Majid Aghaei

Received: 2023/08/08

Accepted: 2023/11/15

Introduction

Financial development is one of the effective factors on economic growth in different countries. The relationship between financial development and economic growth is influenced by various parameters and the economic structure of countries. One of the factors that can affect this relationship is the natural resource abundance and the degree of dependence on them. According to economic literature, natural resource abundance can impact financial efficiency, capital accumulation, and the optimal allocation and effectiveness of financial resources, thereby influencing the relationship between financial development and economic growth in resource-rich countries. This study aims to explore the impact of natural resource abundance on the relationship between economic growth and financial development through productivity in Iran.

Methodology

In order to investigate and empirically analyze the long-term and short-term dynamic relationship between variables, this research employs the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounding test approach. The ARDL Bounding test method was developed by Pesaran and Shin (1999) and Pesaran et al. (2001). This method offers advantages over other conventional and previous cointegration methods, such as Johansen and Toda-Yamamoto approaches. Some advantages include applicability regardless of considering the order of cointegration between variables, its ability to handle cases where variables are $I(0)$ or $I(1)$, suitability for limited sample sizes, obtaining efficient estimates without risk of over-specification in long-run model relationships, and presenting a reduced form single-equation form rather than a systemic one for the long-run relationship.

Results and Discussion

Based on the results obtained from the research, financial development has not shown a significant impact on economic growth in Iran during the study period. This suggests that institutions and financial entities, particularly the banking system, have not effectively channeled financial resources towards productive investments and market stimulation. However, the abundance index of natural resources has demonstrated a positive and significant influence on economic growth.

Considering the substantial portion of Iran's GDP that is attributed to oil revenues, such a finding is not unexpected. The per capita capital impact on economic

growth is also positive and statistically significant. Among the effective factors on economic growth in this study, this variable has exerted the most considerable impact, indicating that capital plays a crucial role in boosting economic growth in Iran. Estimating the factors affecting total factor productivity (which is calculated using the Solow method) also indicates that financial development has had a positive impact on total factor productivity during the study period. However, the ultimate impact of financial development on productivity is influenced by oil revenues, as per the estimated model. The negative and significant coefficient of the interaction variable between financial development and natural resource abundance suggests a negative effect of oil revenues on the relationship between financial development and productivity in Iran. This result could imply an indirect impact of resource abundance on the financial development-economic growth relationship through the productivity channel during the study period in Iran.

Furthermore, it signifies that the heavy dependence on oil, one of the most vital avenues for economic growth, has eroded the relationship with financial development. Hence, the research hypothesis, suggesting that the abundance of natural resources (oil dependence) weakens the relationship between financial development and economic growth in Iran due to its negative impact on productivity, is validated, and the "resource curse" hypothesis is confirmed for the study period in Iran.

Conclusion

The results of this study indicate that financial development had a positive and significant impact on total factor productivity in Iran. However, ultimately, it did not have a significant impact on economic growth. This is due to the abundance of natural resources (oil revenues) leading to a reduction in the positive influence of financial development on total factor productivity. As a consequence, it weakens the relationship between financial development and economic growth during the examined period in Iran. Based on these findings, it is plausible to confirm the hypothesis of the "resource curse" during the examined period in Iran. The findings can encompass a set of policy recommendations for the Iranian economy. Firstly, the government should be aware of the indirect negative impact of oil dependence on the financial system and, consequently, on investment activities. It is logical for the government to maintain the degree of oil dependence at the lowest possible level, enhance economic diversification, and increase the contribution of other sectors to GDP growth. Additionally, the financial system should engage more in productive investment activities to strengthen its role in improving economic growth. In this regard, policymakers should pursue measures that facilitate improvement of banking intermediation efficiency.

Furthermore, one of the most significant mechanisms of the resource curse in oil-dependent economies is the mismanagement of these resources and neglect of human development. Easy access to oil revenues might exempt the government

from investing in human capital development, which could potentially have a negative impact on the performance of the financial sector and other sectors of the economy. Therefore, it is recommended that policymakers prioritize the necessary prerequisites for enhancing human development, which plays a crucial role in enhancing productivity and investment efficiency.

Keywords: Natural Resource Abundance, Financial Development, Productivity, Economic Growth, Autoregressive Distributed Lags (ARDL) Model

JEL Classification: B26, O4, P28, C22

تحلیل اثر مورفولوژی شهری بر تقاضای حمل و نقل شهری با تأکید بر شکل شبکه معابر شهری (مطالعه موردی شهر اصفهان)

زهرا پورا احمد^۱بابک صفاری^۲شکوفه فرهمند^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۴/۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۷/۱۶

چکیده

در سال‌های اخیر رشد روزافزون جمعیت و افزایش استفاده از حمل و نقل شخصی و سفرهای روزانه، مشکلات فراوانی در حوزه جابه‌جایی از جمله مصرف بالای سوخت، آلودگی هوا، سر و صدا، تراکم بالای خیابان‌ها، کاهش فعالیت بدنی و غیره به وجود آورده است. در بسیاری از کلانشهرها طی دهه‌های گذشته افزایش ناگهانی وسایل نقلیه موتوری موجب ترافیک‌های سنگین خیابانی در سفرهای درون‌شهری شده است و علت اصلی آن را می‌توان ضعف روابط بین مورفولوژی شهری و حمل و نقل، به عبارت دیگر شکل‌های شهری پیاده‌گریز و تشویق‌کننده سفرهای موتوری دانست. از آنجایی که مورفولوژی شهری اثر قابل توجهی بر حمل و نقل شهری دارد، نحوه ایجاد رابطه‌ای قوی بین مورفولوژی شهری و حالت‌های سفر علاقه‌های بسیاری را به خود جلب کرده است، با در نظر گرفتن این ضرورت، در پژوهش حاضر اثر مورفولوژی شهری بر تقاضای حمل و نقل شهری در شهر اصفهان ارائه خواهد شد. در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار Eviews و مدل رگرسیون خطی چندمتغیره و روش حداقل مربعات وزنی، اثر متغیرهای مورفولوژی شهری، بر متغیر تقاضای سفر شهری بررسی شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که هرچه در نواحی میانگین عرض معابر افزایش می‌یابد، ساکنان نواحی کمتر از حمل و نقل عمومی و بیشتر از حمل و نقل شخصی جهت سفرهای روزانه خود استفاده خواهند کرد. همچنین یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش شاخص اتصال سفرهای حمل و نقل شخصی افزایش می‌یابد و با افزایش تراکم کلی مسکونی و کاهش پراکندگی، ساکنان نواحی ترجیح می‌دهند از وسایل نقلیه عمومی استفاده کنند.

واژگان کلیدی: حالت‌های سفر، شبکه معابر، شهر اصفهان، مورفولوژی شهری

طبقه‌بندی JEL: R41, R14, O18, L91

۱. کارشناس ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
z.pourahmad@ase.ui.ac.ir

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)
b_saffari@ase.ui.ac.ir

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

با افزایش روزافزون جمعیت و توسعه بی‌رویه شهرها، تقاضای سفر درون شهری ابعاد گسترده‌تری به خود گرفته است. اتومبیل شخصی به دلایل زیادی مانند انعطاف‌پذیری در استفاده، سهولت دسترسی و امکان سفر پیوسته، به‌عنوان مهم‌ترین و مطلوب‌ترین وسیله نقلیه به شمار می‌رود. همچنین عدم دسترسی مطلوب به سیستم حمل‌ونقل عمومی، گسترش بی‌رویه شهرها و پایین بودن منع مالیات سالیانه مالکیت خودرو، سهم عمده‌ای در افزایش مطلوبیت خودرو در ایران داشته است. از این‌رو توجه به حمل‌ونقل، به‌خصوص حمل‌ونقل عمومی، به‌عنوان یک ضرورت زندگی محسوب می‌شود و از اقدامات لازم برای ارتقای سطح کیفی زندگی در مناطق شهری به شمار می‌رود و توجه به آن، به میزان قابل توجهی، بسیاری از مشکلات را کاهش می‌دهد. بنابراین جذب ساکنین شهری به استفاده از حمل‌ونقل عمومی، به آگاهی از رفتار، نگرش‌ها و تمایلات مسافران نسبت به حمل‌ونقل عمومی بستگی دارد (یارمحمدیان، صفاری و مرادی، ۱۳۹۹). اما نکته حایز اهمیت این است که یک فرد برای تصمیم‌گیری جهت سفرهای درون‌شهری خود چه گزینه‌هایی را پیش‌رو دارد؟ افراد در بین گزینه‌های پیش‌روی خود چگونه انتخاب می‌کنند؟ اینکه چه عواملی بر تصمیم افراد اثرگذار هستند باید بررسی شود. در حالی که اقدامات حمل‌ونقل، محدودیت‌هایی در استفاده از حمل‌ونقل شخصی و بهبود حمل‌ونقل عمومی ایجاد می‌کند، این آگاهی در مورد بعضی از مشکلات حمل‌ونقل، قابلیت اینکه با سیاست‌های غیر حمل‌ونقل به‌طور کارآمدی حل شوند، افزایش می‌یابد (بابالیک-ساتکلیف، ۲۰۱۳). مورفولوژی شهری یکی از مهم‌ترین و اساسی‌ترین عواملی است که بر تقاضای حمل‌ونقل شهری اثرگذار است. کیفیت کاربری زمین (تراکم واحدهای مسکونی یا پراکندگی آن‌ها) اساس مهم مورفولوژی شهری را تشکیل می‌دهد. در شکل‌گیری مورفولوژی شهری، عوامل طبیعی و انسانی نقش زیادی دارند که از میان عوامل انسانی، شبکه معابر یکی از مهم‌ترین عوامل در ساخت استخوان‌بندی و مورفولوژیک یک شهر است (شاه‌علی و سنایی، ۱۳۸۹). شبکه اصلی رفت‌وآمد به‌خصوص آن دسته از شبکه‌ها که دارای کارکرد بسیار توانمند درون شهری هستند از جمله عناصر کلیدی و اصلی ساختار شهر و شکل‌گیری کاربری‌ها و شیوه آن‌ها به شمار می‌آیند. اگرچه شبکه حمل‌ونقل شهری تنها عامل تعیین‌کننده در گزینش ساختار شهر نیست اما مهم‌ترین شناسه ساختار شهر را باید شکل انتخاب شده برای شبکه حمل‌ونقل آن دانست. شکل‌گیری بافت شهر به‌طور مستقیم به شبکه ارتباطی آن بستگی دارد به گونه‌ای که نوع هریک از این بافت‌ها نیز تأثیرپذیر از شکل‌گیری خیابان‌ها در درون شهر است (غلامی، حسینی، شاطریان، محمدی و دهقان، ۱۳۹۸). سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان حمل‌ونقل شهری در ارزیابی و طراحی ساختار شبکه معابر شهری معمولاً به معیارهایی مانند زمان

سفر، سرعت شبکه و تقاضای وسایل نقلیه شخصی و عمومی توجه می‌کنند، در حالی که معیارهای هندسی و توپولوژی که تأثیر بسزایی در کارایی شبکه داشته و از ملزومات توسعه پایدار هستند را نادیده می‌گیرند. این امر می‌تواند موجب بروز شلوغی و مشکلاتی در سال‌های بعد از طراحی شود (نیری، بابازاده و غلامی شه‌بندی، ۱۴۰۰). همچنین در طراحی شبکه‌های معابر جدید شهری و اصلاح شبکه‌های موجود متأسفانه معیارهای حمل‌ونقلی و ترافیکی در نظر گرفته نمی‌شوند، بلکه بیشتر جنبه‌های شهرسازی آن‌ها در نظر گرفته می‌شود. بنابراین، بررسی رابطه بین شبکه معابر شهری و تقاضای حمل‌ونقل شهری به‌خصوص حمل‌ونقل عمومی در خیابان‌های اصلی شهر می‌تواند در طراحی شبکه‌های معابر جدید شهری و اصلاح شبکه‌های موجود استفاده کرد و برای توسعه و افزایش تقاضای حمل‌ونقل عمومی و مدیریت ترافیک، آن را به‌کار گرفت. همچنین اطلاعات مفیدی را به سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران شهری خواهد داد تا در راستای آثار خارجی منفی ناشی از حمل‌ونقل درون‌شهری (به ویژه به وسیله حمل‌ونقل شخصی) اقدام به اعمال سیاست‌های مناسب نمایند.

هدف از انجام این پژوهش، بررسی اثر ویژگی‌های مورفولوژی شهری بر تقاضای حمل‌ونقل شهری است. در این پژوهش سعی شده است که ویژگی‌های مورفولوژی شهری از جمله تراکم کلی مسکونی، شاخص اتصال، میانگین عرض معابر به کمک ویژگی‌های جمعیتی، از جمله تراکم جمعیت، جمعیت زنان، کل جمعیت شاغل، جمعیت زنان شاغل و ... بر تقاضای حمل‌ونقل شهری که شامل چهار معیار تولید سفرهای عمومی، تولید سفرهای شخصی، جذب سفرهای عمومی و جذب سفرهای شخصی در نظر گرفته شده است، برای ۱۸۶ ناحیه ترافیکی شهر اصفهان بررسی شود.

۲. پیشینه پژوهش

در دهه‌های گذشته و با توجه به درک ضرورت حمل‌ونقل و ارتباط آن با متغیرهای مورفولوژی شهری، مطالعاتی در این زمینه در سطح جهانی و ایران انجام شده است که بیان تمامی این تحقیقات در این بخش نمی‌گنجد. به همین دلیل سعی شده است به‌طور مختصر به مهم‌ترین پژوهش‌های مرتبط اشاره شود.

جدول ۱: پیشینه داخلی و خارجی پژوهش

پژوهشگر	سال	هدف پژوهش	نتایج پژوهش
حسین پور و مینایی	۱۳۹۹	بررسی مهم‌ترین عوامل و شاخص‌های مؤثر بر حمل‌ونقل	هنگامی که در یک منطقه، کاربری زمین عمدتاً مسکونی باشد و فعالیت‌های خدماتی، برتری نسبی در مقایسه با دیگر فعالیت‌های اقتصادی داشته باشند و همچنین سطح دسترسی بهبود یابد، میزان استفاده از حمل‌ونقل عمومی افزایش می‌یابد.
مختاری	۱۳۹۸	بررسی اثر اختلاط کاربری و تراکم مسکونی بر انتخاب وسیله نقلیه سفر	پایین بودن تراکم کاربری و تعداد تراکم خیابان‌ها در بلندمدت موجب رشد پراکنده در سطح شهر و در نتیجه استفاده از خودروی شخصی افزایش می‌یابد.
رضائیان	۱۳۹۷	بررسی اثر محیط ساخته‌شده بر الگوی رفتاری سفر	افزایش تراکم جمعیت، کاهش متوسط مساحت و کاهش فاصله از مرکز شهر، استفاده از وسایل حمل و نقل عمومی بیشتر خواهد شد. با افزایش سن و تحصیلات، استفاده از حمل و نقل شخصی بیشتر می‌شود.
شاداب‌مهر و همکاران	۱۳۹۶	بررسی نقش تعریض معابر در طراحی سیستم‌های کلان حمل‌ونقل همگانی	تعریض معابر بافت مرکزی شهر مشهد بر مبنای طرح تفصیلی، نقش مؤثر و مهمی در بهبود مسیر خطوط اصلی حمل‌ونقل همگانی و افزایش کارایی آنها دارد.
مینژین و همکاران ^۱	۲۰۲۱	بررسی اثر توپولوژی شبکه معابر بر توسعه حمل‌ونقل عمومی	شبکه جاده‌ای شبکه‌ای، از اتصال، دسترسی و انعطاف‌پذیری بهتری برخوردار است و این باعث توسعه خودروهای شخصی می‌شود. اما شبکه شعاعی دسترسی کمتری را برای سفر دارند و خودروهای شخصی ممکن است هزینه بیشتری نسبت به اتوبوس‌ها داشته باشند و از این رو حمل‌ونقل عمومی ترجیح داده می‌شود.
اکیکی و همکاران ^۲	۲۰۲۱	بررسی اثر ساختار کاربری زمین را بر حمل‌ونقل درون شهری	یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که حمل‌ونقل درون شهری به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر ساختار کاربری زمین، مورفولوژی شهر، ویژگی‌های محله از نظر جمعیت و تراکم مسکونی شهر است.
کاکار و پراساد ^۳	۲۰۲۰	بررسی اثر پراکندگی شهری و تراکم شهری بر تقاضای سفر	با افزایش پراکندگی شهری تعداد متقاضیان حمل‌ونقل عمومی کاهش می‌یابد علاقه بیشتری به استفاده از حمل‌ونقل شخصی دارند. اما در مناطق متراکم بیشتر از حمل‌ونقل عمومی استفاده می‌شود.
وانگ و همکاران ^۴	۲۰۲۰	بررسی اثرات تراکم شبکه جاده‌ای بر سفر وسایل نقلیه موتوری	میانگین سفر در شهرهای مختلف با مساحت مشابه، با افزایش تراکم شبکه معابر، افزایش قابل توجهی نخواهد داشت. همچنین افزایش تراکم شبکه معابر، به‌طور کلی مسافت سفر را کوتاه می‌کند.
لی و همکاران ^۵	۲۰۱۶	بررسی اثر ویژگی‌های فردی، فرم شهری و شخصیت شهری بر انتخاب خودرو	افزایش تراکم و دسترسی به حمل‌ونقل عمومی بر کاهش استفاده از خودرو اثر گذارند. همچنین افزایش تراکم شغلی منجر به استفاده بیشتر از خودرو شخصی می‌شود.

1. Minzhin, et al. (2021)
2. Okeke, et al. (2021)
3. Kakar, & Prasad (2020)
4. Wang, et al. (2020)
5. Lee, et al. (2016)

با مقایسه پیشینه و مسئله پژوهش حاضر، می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که اغلب مطالعات گذشته اثر متغیرهای مورفولوژی شهری شامل کاربری زمین، پراکندگی و تراکم را بر رفتار سفر و حجم تراکم ترافیک بررسی کرده‌اند. همچنین برخی از مطالعات موجود رابطه بین شبکه معابر شهری و حمل‌ونقل شهری را فقط از منظر تراکم شبکه معابر تحلیل می‌کنند. در پژوهش حاضر سعی شده است اثر شکل شبکه معابر شهری بر تقاضای حمل‌ونقل شهری به روش رگرسیون چند متغیره در شهر اصفهان مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین پژوهش‌های انجام شده از منظر محتوا با این پژوهش تفاوت داشته و اغلب به صورت جزئی و حاشیه‌ای به این موضوع پرداخته شده است.

۳. مبانی نظری

۳-۱. مورفولوژی شهری

اواخر قرن نوزدهم میلادی را می‌توان آغاز شکل‌گیری مورفولوژی شهری به صورت دانشی سازمان‌یافته دانست. با توجه به عوامل مختلفی که در شکل‌گیری یک شهر دخیل‌اند، بسیار طبیعی به نظر می‌رسد که این حوزه در جهان امروز به عنوان دانشی بین رشته‌ای شناخته شود (پورمحمدی، صدر موسوی و جمالی، ۱۳۹۰). مورفولوژی شهری به معنای بررسی و مطالعه شکل‌های شهری و عوامل و فرآیندهای مسئول در تغییر و تحول آن‌ها است و شکل شهر به عناصر کالبدی اصلی از جمله مهم‌ترین آن‌ها بافت‌های شهری، خیابان‌ها، میدان‌ها، قطعات شهری و ساختمان‌ها اشاره دارد؛ که شکل و ساختار شهر را تشکیل می‌دهند (اولیویرا، ۲۰۱۶: ۲). مورفولوژی شهری برای مدیریت شهری، طراحی و برنامه‌ریزی، حفاظ و بازآفرینی شهری و همچنین سیاست‌گذاری شهری و به طور کلی برای کمک به پایداری اقتصادی - اجتماعی و زیست‌محیطی مفید است. در ادبیات مورفولوژی شهری، چهار رویکرد متمایز برای مطالعه فرم شهری وجود دارد که هر یک از آن‌ها ریشه در سنت‌های مختلف علمی دارند و مجموعه‌ای از ایده‌ها و ابزارهای تحلیلی متفاوتی را در خود دارند. آن‌ها عبارتند از رویکرد فرآیندی - گونه‌شناختی، رویکرد تاریخی - جغرافیایی، رویکرد تحلیلی فضایی، و رویکرد پیکربندی (چن، ۲۰۱۴). هر شهر حمل‌ونقل عمومی دارای مورفولوژی شهری متفاوتی با نقاط ضعف و قوت برای طراحان، برنامه‌ریزان و توسعه‌دهندگان شهری است، به‌ویژه زمانی که نیاز به معرفی سیستم‌های حمل‌ونقل عمومی جدید در مناطق شهری تحت سلطه خودروهای شخصی وجود دارد. نمونه‌های زیادی از سیستم‌های حمل‌ونقل عمومی یکپارچه وجود دارد که شکل شهری را شکل داده است (استویانوسکی، ۲۰۱۳). همچنین اختراع اتومبیل و به دنبال آن گسترش استفاده از وسیله نقلیه شخصی در قالب سیستم فوردریسم^۴ موجب شد تا در کشوری همچون ایالات متحده آمریکا به کارگیری وسایل نقلیه شخصی منجر به ساخت معابر و خیابان‌های جدید برای اتصال به مناطق دورتر از شهرها

1. Oliveria (2016)
2. Chen (2014)
3. Stojanovski (2013)
4. Fordism

شد که مورفولوژی خاص و جدیدی از شهرها را شکل داد. ایجاد شهرهای گسترده در آمریکا که امروزه شاهد آن هستیم که مورفولوژی این شهرها را شکل داده است نتیجه به کارگیری وسایل نقلیه شخصی و سیستم فورديسم است. با رواج سیستم فورديسم در آمریکا که هدف اساسی آن استفاده از خودروهای شخصی برای مسافرت‌های روزانه بود، رفته رفته حومه‌نشینی به عنوان مکتبی جدید در برنامه‌ریزی شهری مطرح شد و با ایجاد انواع مختلف حومه‌ها شکل جدیدی از مورفولوژی شهرها را رقم زد (شاه‌علی و سنایی، ۱۳۸۹).

۳-۲. تقاضای سفر

حمل‌ونقل برای فعالیت‌های اقتصادی و زندگی روزمره ساکنان حیاتی است، زیرا جابه‌جایی کالا و مردم را تسهیل می‌کند و در نتیجه باعث رونق اقتصادی می‌شود. یکی از موضوعات مهم در حوزه حمل‌ونقل، تحلیل و پیش‌بینی تقاضای سفر است (الخرابشه و همکاران، ۲۰۲۱). تقاضای سفر به میزان و نوع سفر افراد گفته می‌شود که تحت شرایط خاصی انتخاب می‌کنند. بنابراین، عوامل برآورد، از جمله کیفیت گزینه‌های حمل‌ونقل قابل دسترسی و قیمت‌های آن از اهمیت زیادی برخوردار می‌باشد. همچنین مفهوم تقاضا برای برنامه‌ریزی حمل‌ونقل بسیار مهم است (سیف‌الدینی و شورچه، ۱۳۹۳: ۲۶). تقاضای سفر به سه زیربخش تقسیم شده است: ۱. تقاضای سفر با حمل‌ونقل شخصی، ۲. تقاضای سفر با حمل‌ونقل عمومی و ۳. تقاضای سفر با حمل‌ونقل ریلی (مترو). در ابتدا جمعیت اثرگذار بر روی تقاضای سفر مایل به سفر با ماشین‌های شخصی هستند که براساس شکل‌گیری جذابیت، تقاضا به سمت تقاضای سفر با مترو و اتوبوس جریان پیدا می‌کند. متغیرهایی مانند سرمایه‌گذاری، زمان سفر، مطلوبیت اقتصادی و غیره در جذابیت حمل‌ونقل اثر می‌گذارد (نوروزیان ملکی، ایزدبخش و غنبر تهرانی، ۱۳۹۸). اولین و یکی از مؤثرترین راه‌های دستیابی به حمل‌ونقل پایدار، مدیریت تقاضای سفر و کاهش سفرهای غیرضروری بوده و استفاده مؤثر و کارآمد از فناوری اطلاعات می‌تواند یکی از راه‌های کاهش سفرهای شهری باشد. مدیریت تقاضای حمل‌ونقل به روش‌های کارآمدسازی ظرفیت راه‌ها از طریق کاهش تقاضای وسیله نقلیه اشاره دارد. رویکرد بررسی تقاضای حمل‌ونقل در یک ناحیه شهری توضیح می‌دهد که مقدار کل سفر تقاضا شده در یک ناحیه شهری و یک دوره به چه صورت بوده است. مدل‌های تقاضای سفر توسط اقتصاددانان حمل‌ونقل ارائه شده‌اند و شامل مدل‌های مربوط به تولید و توزیع سفر، مدل دوبخشی، انتخاب مسیر و ارزش زمان می‌باشد. با استفاده از این مدل‌ها می‌توان تقاضای سفر را محاسبه کرد (اکبری، ۱۳۹۶: ۲۸۳).

۳-۳. شبکه معابر

معابر شهر به عنوان زیرساخت مورد نیاز هرگونه تحرک و محل تردد دستگاه‌های مختلف حمل‌ونقل شهری، نقش مهمی در اهداف توسعه پایدار شهری دارند. اهمیت معابر به عنوان یک فضای شهری به

دلایل زیر می باشد: ۱. طراحی شهری به عنوان هنر ارتباطات است؛ ۲. معبر به عنوان مهم ترین عنصر ارتباطی شهری محسوب می شود؛ ۳. معابر به عنوان مفصل بین فضاهای شهری، ارتباط برقرار می سازد؛ ۴. معابر سطح قابل ملاحظه ای از شهر را اشغال کرده اند و عنصر اصلی تشکیل دهنده شهر می باشند؛ ۵. معابر به عنوان نماد فرهنگی و محل تعاملات اجتماعی است (شاداب مهر، رهنما، شکوهی و مافی، ۱۳۹۶). هر شبکه حمل و نقل دارای دو خاصیت حرکت و دسترسی می باشد که در خلاف جهت یکدیگر عمل می کنند، بنابراین اکثر معابر شهری نیز دارای چندین عملکرد متفاوت می باشند. این عملکردهای مختلف معمولاً به صورت دسترسی، ترافیک محلی و ترافیک عبوری بیان می شود. طبقه بندی معابر شهری در استانداردهای مختلف معمولاً به روش های مشابهی انجام گرفته است (سیدحسینی، ۱۳۹۰). به طور کلی در سلسله مراتب شبکه معابر از ۳ دسته معابر نام برده می شود:

۱. شریان های اصلی شامل آزادراه ها و بزرگراه ها؛

۲. شریان های جمع کننده و پخش کننده (شریان های واسطه ای)؛

۳. شریان های محلی یا دسترسی ها.

فضاها و عناصر مختلف شهرها توسط شبکه راه ها و ارتباطات به یکدیگر متصل شده و شهروندان از طریق شبکه های ارتباطی به شهر تحرک و جنب و جوش می بخشند. بر حسب عوامل گوناگون سیستم های ارتباطی درون شهری الگوهای متفاوتی دارند که از جمله آن ها می توان به الگوهای شعاعی، شطرنجی، حلقوی و ارگانیک اشاره کرد. هریک از این الگوها مورفولوژی خاصی را می سازند که با توجه به نقش آن ها می توان به درک این موضوع رسید (شاه علی و سنایی، ۱۳۸۹).

۴. روش و داده های پژوهش

۴ - ۱. روش شناسی پژوهش

این پژوهش با رویکرد علی توصیفی براساس داده ها و اطلاعات مورد نیاز نواحی مورد مطالعه انجام شده است. برای رسیدن به هدف پژوهش ۱۸۶ نواحی ترافیکی شهر اصفهان بررسی شده اند. برای بررسی ویژگی های مورفولوژی شهری از جمله میانگین عرض معابر، تراکم کلی مسکونی و شاخص اتصال (تراکم خیابان)، به صورت نقشه های جی آی اس ۱ و برای ویژگی های جمعیتی نقشه سرشماری نفوس و مسکن شهر اصفهان از سازمان معاونت برنامه ریزی و توسعه سرمایه انسانی شهرداری اصفهان اخذ و سپس به کمک نقشه ۱۸۶ نواحی ترافیکی شهر اصفهان میزان این متغیرها برای ۱۸۶ ناحیه ترافیکی شهر اصفهان از نرم افزار جی آی اس محاسبه و استخراج شده اند. همچنین اطلاعات مربوط به تقاضای حمل و نقل شهری براساس تولید سفر عمومی، جذب سفر عمومی، تولید سفر شخصی و جذب سفر شخصی از ماتریس مبدأ - مقصد سال ۱۴۰۰ شهر اصفهان به دست آمده است. ماتریس تقاضای حمل و نقل شخصی تخصیص داده شده به شبکه معابر شخصی، بر حسب خودرو می باشد و شامل

مجموع حجم هم‌سنگ سواری^۱ همه وسایل نقلیه شخصی تاکسی، وانت، مینی‌بوس، موتور، اتوبوس غیرواحد و باری سنگین است. ماتریس تقاضای همگانی تخصیص داده شده به شبکه حمل‌ونقل بر حسب نفر می‌باشد و شامل دسترسی به خطوط حمل‌ونقل همگانی (پیاده) نیز می‌باشد. به این معنی که مسافران برای دسترسی به خطوط همگانی (اتوبوس، بی‌آرتی و مترو) قسمتی از مسیر را پیاده‌روی می‌کنند (مطالعات جامع حمل‌ونقل شهر اصفهان، ۱۳۹۴). در پژوهش حاضر اطلاعات مربوط به ماتریس تقاضای مبدأ - مقصد در یک روز عادی کاری و در ساعت اوج ۷ تا ۸ صبح برای سال ۱۴۰۰ از معاونت حمل‌ونقل و ترافیک شهرداری اصفهان اخذ و جهت ارزیابی استفاده شده است. محققان برای بررسی حمل‌ونقل و مورفولوژی شهری از مدل‌های مختلفی استفاده می‌کنند. با توجه به اینکه در پژوهش حاضر اطلاعات مورد بررسی در ابعاد کالبدی و اجتماعی بوده‌اند و فرضیه‌ها نیز دارای پاسخی کمی و کیفی می‌باشند، بنابراین جهت رسیدن به پاسخی کامل و جامع بعد از استخراج داده‌ها از نرم‌افزار جی‌آی‌اس، از نرم‌افزار ایویوز^۲ استفاده شده است. با توجه به تعداد و ماهیت متغیرهای پژوهش، تصریح الگو با استفاده از روش رگرسیون چندمتغیره و روش حداقل مربعات وزنی^۳ انجام می‌شود. همچنین جهت رسم نقشه‌ها از نرم‌افزار جی‌آی‌اس استفاده شده است. مدل‌های رگرسیون چند متغیره را می‌توان به صورت کلی به شکل زیر نوشت (کامسوارا و آدلایا سوریانی^۴، ۲۰۲۱):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_m X_{mi} + \varepsilon \quad (1)$$

۴-۲. معرفی مدل و متغیرهای پژوهش

برای بررسی اثر متغیرهای مورفولوژی شهری بر تقاضای حمل‌ونقل شهری با توجه به مبانی نظری و پیروی از مدل رگرسیون چندمتغیره و اینکه متغیر وابسته شامل دو معیار تولید سفر شخصی و تولید سفر عمومی در نظر گرفته شده است، الگوی‌های مدل به شرح زیر می‌باشند:

$$TSO = \beta_0 + \beta_1 FP_i + \beta_2 PD_i + \beta_3 AWR_i + \beta_4 FEP_i + \beta_5 CO_i + \beta_6 SP_i + \varepsilon \quad (2)$$

$$TSS = \beta_0 + \beta_1 TRD_i + \beta_2 AWR_i + \beta_3 TEP_i + \beta_4 CO_i + \beta_5 AP_i + \beta_6 EP_i + \varepsilon \quad (3)$$

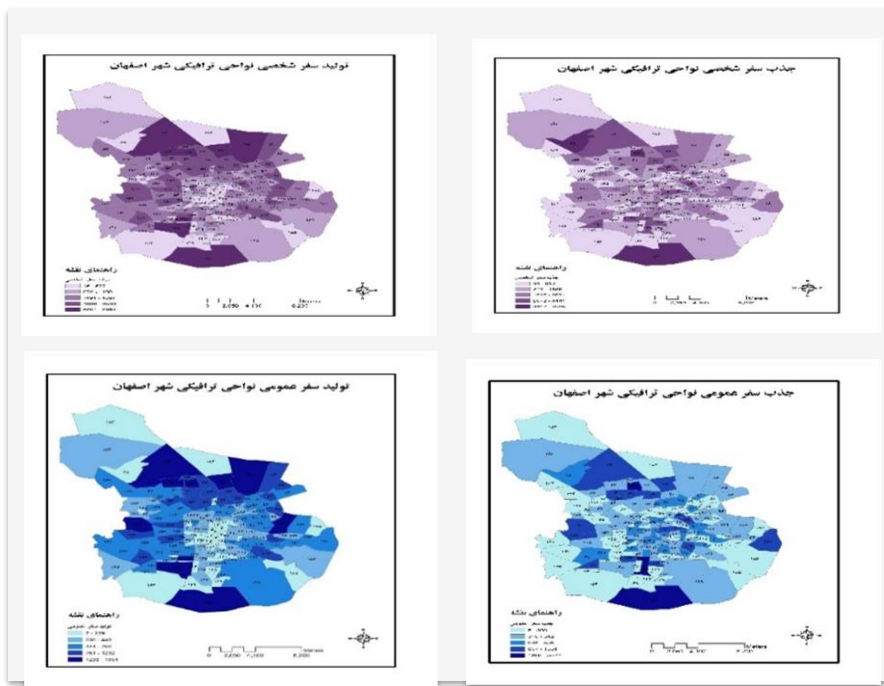
$$JSS = \beta_0 + \beta_1 AWR_i + \beta_2 KBD_i + \beta_3 KE_i + \beta_4 KT_i + \beta_5 P_i + \beta_6 KA_i + \varepsilon \quad (4)$$

$$JSO = \beta_0 + \beta_1 AWR_i + \beta_2 P_i + \beta_3 TRD_i + \beta_4 KBD_i + \beta_5 KT_i + \beta_6 CO_i + \beta_7 KA_i + \varepsilon \quad (5)$$

در این مدل i نشان‌دهنده نواحی ترافیکی شهر اصفهان می‌باشد. $i=1, \dots, 186$

-
1. Passenger Car Equivalent, PCE
 2. Eviews
 3. Weighted least squares
 4. Kameswara & Adelia Suryani (2021)

(TSS, JSO, JSS, TSO): به ترتیب تولید سفر شخصی، جذب سفر عمومی، جذب سفر عمومی و تولید سفر عمومی می‌باشند. در مدل‌های حمل و نقل سفرهای ایجادشده را سفرهای تولیدشده یا جذب‌شده می‌نامند. تولید سفر فرآیندی تحلیلی است که فراهم‌کننده رابطه بین فعالیت شهری و سفر می‌باشد. تعداد سفرها به فعالیت‌های یک ناحیه یا از فعالیت‌های یک ناحیه بستگی به کاربری زمین و خصوصیات اجتماعی - اقتصادی دارد.



شکل ۱: پراکندگی تولید سفر و جذب سفرهای عمومی و شخصی نواحی شهر اصفهان
(منبع: نگارنده)

(PD): تراکم ناخالص مسکونی یا تراکم جمعیتی^۱ در واحد سطح و معمولاً به صورت نفر در هکتار می‌باشد. این شاخص حاصل تقسیم جمعیت بر مساحت جغرافیایی مورد نظر می‌باشد. به‌طور معمول این شاخص را در قلمرو شهر یا مناطق درون شهری تراکم ناخالص مسکونی نیز می‌گویند (نیک‌پور، لطفی و رضازاده، ۱۳۹۷). در این پژوهش با بهره‌گیری از نرم‌افزار جی‌آی‌اس تراکم جمعیتی بلوک‌های ساختمانی موجود براساس بلوک آماری نفوس و مسکن سال ۱۳۹۵ شهر اصفهان برای ۱۸۶ ناحیه ترافیکی محاسبه شده است. انتظار بر این است که افزایش تراکم جمعیت موجب افزایش استفاده از حمل‌ونقل عمومی شود (کاکار و پراساد، ۲۰۲۰).

$$PD = \frac{\text{جمعیت ناحیه } i}{\text{مساحت ناحیه } i} \quad (۶)$$

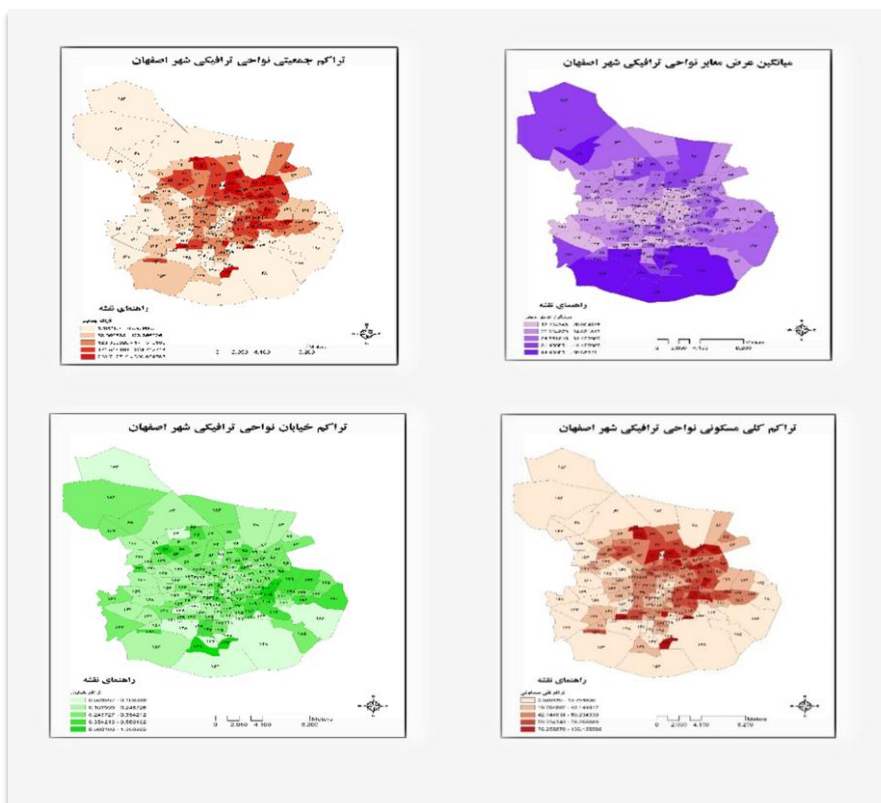
(AWR): متغیر میانگین عرض معابر نواحی می‌باشد. تعریض معابر یکی از سیاست‌های مدیریت تقاضای حمل‌ونقل است. برخی برنامه‌ریزان شهری تعریض معابر مرکز شهر را موجب حضور بیشتر وسایل نقلیه شخصی در مرکز شهر، آلودگی بیشتر و مخالف اصول توسعه پایدار شهری می‌دانند. اما اغلب کارشناسان حمل‌ونقل، تعریض معابر به صورت کنترل‌شده و محدود را موجب بهبود در ترافیک می‌دانند. بنابراین اینکه چه اثری دارد نیاز به بررسی دارد. این متغیر اثرات متفاوتی می‌تواند داشته باشد، اینکه کدام اثر غالب است باید مورد بررسی قرار گیرد.

(CO): این متغیر، شاخص اتصال است. اتصالات ۱ درجه ارتباط بین مسیرها و جاده‌ها و از این رو سفر مستقیم بین بخش‌ها را نشان می‌دهد. اتصالات می‌تواند براساس شاخص‌های مختلف، مانند تراکم بلوک، تراکم خیابان، تراکم تقاطع، تراکم جاده یا چهارراه، سهم چهارراه‌های چهار مسیر و سهم خیابان‌های بن‌بست نسبت به کل شبکه راه‌ها مورد ارزیابی قرار گیرد (سیف‌الدینی و شورچه، ۱۳۹۳: ۲۹۱). در این پژوهش برای محاسبه شاخص اتصال از تراکم خیابان‌ها استفاده شده است. منظور نسبت مساحت شبکه ارتباطی منطقه مورد نظر به کل مساحت منطقه مورد نظر می‌باشد. عدد بالاتر نشان‌دهنده تعداد خیابان‌های بیشتر است و با تراکم بالاتر خیابان، اتصال‌پذیری بالاتر خواهد بود و به نظر می‌رسد با افزایش تراکم خیابان و افزایش دسترسی، افزایش سفر وسیله نقلیه شخصی را خواهیم داشت (مختاری، ۱۳۹۸ و مینزین و همکاران، ۲۰۲۱).

$$CO = \frac{\text{مساحت شبکه ارتباطی ناحیه } i}{\text{کل مساحت ناحیه } i} \quad (۷)$$

(TRD): نشان‌دهنده تراکم کلی مسکونی می‌باشد. این شاخص، حاصل تقسیم تعداد واحدهای مسکونی ناحیه مورد نظر بر مساحت جغرافیایی همان ناحیه (بر حسب هکتار) می‌باشد. درواقع کاربری مسکونی یکی از مهم‌ترین و عمده‌ترین کاربری‌های اراضی شهری چه به لحاظ وسعت و چه به لحاظ تراکم استفاده در شبانه روز می‌باشد. همچنین مسکن یک جز اساسی از کیفیت زندگی و توسعه پایدار می‌باشد (ابراهیم‌زاده و قاسمی قاسموند، ۱۳۹۶). انتظار بر این است که با افزایش تراکم کلی مسکونی، میزان استفاده از حمل‌ونقل عمومی افزایش می‌یابد (حسین‌پور و مینایی، ۱۳۹۹).

$$TRD = \frac{\text{تعداد واحدهای مسکونی ناحیه } i}{\text{مساحت ناحیه } i} \quad (۸)$$



شکل ۲: پراکندگی متغیرهای PD، AWR، CO و TRD نواحی ترافیکی شهر اصفهان
(منبع: نگارنده)

(FP): جمعیت زنان نواحی شهر اصفهان می‌باشد. جنس مسافر (مرد، زن) همواره به‌عنوان یک عامل مهم در برآورد سفرها همراه با سایر ویژگی‌ها مطرح است. در شهر اصفهان تغییرات سفرهای زنان در طول روز نسبتاً پایدار است. در این پژوهش جمعیت زنان بر تقاضای سفر حمل‌ونقل شهری، شهر اصفهان مورد بررسی قرار گرفت. انتظار می‌رود که زنان نواحی برای جابه‌جایی بیشتر از حمل‌ونقل عمومی استفاده کنند (لی و همکاران، ۲۰۱۶).

(SP): متغیر جمعیت محصل می‌باشد. سفرهای جمعیت محصل در ساعات اوج اختلاف چشمگیری با سایر گروه‌های غیر شاغل دارد و همچنین از بین جمعیت غیر شاغلین، تعداد سفر غیرشخصی بیشتری نسبت به سایر دارد. این متغیر به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر سفرهای روزانه، اثر آن مورد بررسی قرار خواهد گرفت. این متغیر اثرات متفاوتی می‌تواند داشته باشد، اینکه کدام اثر غالب است باید بررسی شود.

(EP): متغیر جمعیت سالمند می‌باشد. در شهر اصفهان سالمندان بالای ۶۶ سال با سهمی حدود ۲,۷ درصد از کمترین سهم در تولید سفرهای روزانه برخوردار هستند. به نظر می‌رسد که هر چه سن شهروندان افزایش یابد استفاده از حمل‌ونقل شخصی افزایش می‌یابد (رضائیان، ۱۳۹۷).

(AP): متغیر جمعیت فعال می‌باشد. نقش سفرهای افراد ۳۱ تا ۵۰ ساله که بخش فعال جامعه می‌باشند در بسیاری از ساعات از جمله ساعات اوج بسیار چشمگیر است. این اوج‌ها اساساً ناشی از سفرهای کاری در صبح و بازگشت به منزل هنگام ظهر است. در شهر اصفهان بیشترین سهم در سفرهای روزانه را گروه فعال سنی به خود اختصاص می‌دهد. این گروه سهمی برابر ۴۶,۹ درصد از سفرهای روزانه ساکنان را داراست (مطالعات جامع حمل‌ونقل شهر اصفهان، ۱۳۹۴). بنابراین اثر جمعیت فعال به‌عنوان یک ویژگی اجتماعی بر تقاضای سفر شهر اصفهان بررسی می‌شود. انتظار بر این است که جمعیت فعال برای جابه‌جایی بیشتر از حمل‌ونقل شخصی استفاده کنند (مطالعات جامع شهر اصفهان، ۱۳۹۴).

(FEP, TEP): به ترتیب کل جمعیت شاغل و جمعیت شاغل زنان می‌باشد. گروه‌های مختلف شغلی در شهر اصفهان سفرهای روزانه متفاوتی دارند. حدود ۵۲/۳ درصد از سفرهای ساکنان شهر اصفهان را شاغلین انجام می‌دهند (مطالعات جامع حمل‌ونقل شهر اصفهان، ۱۳۹۴). بنابراین جمعیت شاغل به‌عنوان یک متغیر اجتماعی مهم اثر آن بر تقاضای سفر شهر اصفهان بررسی خواهد شد. به نظر می‌رسد که با افزایش اشتغال، افراد شاغل بیشتر از حمل‌ونقل شخصی استفاده خواهند کرد (لی و همکاران، ۲۰۱۶).

(P): متغیر پارکینگ می‌باشد. یکی دیگر از عوامل اثرگذار در استفاده از حمل‌ونقل، پارکینگ‌های وسایل نقلیه شخصی و مکان آن‌ها می‌باشد. پارکینگ زیاد و راحت باعث افزایش مالکیت اتومبیل و حمل‌ونقل شخصی می‌شود. بنابراین در این پژوهش به بررسی وضعیت پارکینگ‌های موجود و اثر آن بر تقاضای سفر پرداخته شده است. این متغیر برای ۱۸۶ ناحیه ترافیکی شهر اصفهان به صورت متغیر مجازی آورده شده است که عدد یک نشان‌دهنده وجود پارکینگ و صفر نشان‌دهنده عدم وجود پارکینگ می‌باشد. انتظار بر این است که در دسترس بودن پارکینگ به طور قابل توجهی بر احتمال انتخاب خودرو تأثیر بگذارد و استفاده از حمل‌ونقل شخصی افزایش یابد (کریستینسن و همکاران، ۲۰۱۷).

(KA): این متغیر کاربری آموزشی می‌باشد. کاربری آموزشی یکی از مهم‌ترین کاربری‌های شهری است که موجودیت مناسب آن باعث تعادل فضایی و همچنین پایداری در دیگر کاربری‌ها از جمله کاربری مسکونی است؛ چراکه توزیع مناسب و استاندارد بودن این کاربری باعث تقلیل در صرف وقت و هزینه جابه‌جایی می‌گردد (ابراهیم‌زاده و قاسمی قاسموند، ۱۳۹۶). این متغیر اثرات متفاوتی می‌تواند داشته باشد، اینکه کدام اثر غالب است باید مورد بررسی قرار گیرد.

(KT): این متغیر کاربری تجاری می‌باشد. کاربری‌های تجاری از جمله مهم‌ترین کاربری‌ها هستند که همه مردم به طور دائم با آن سر و کار دارند، بنابراین مکانیابی آن باید با به حداقل رسانیدن مشکلات دسترسی همراه باشد. این کاربری مغازه، خدمات خرده‌فروشی و عمده‌فروشی و تجاری‌هایی در سطح زیرمحله، محله، ناحیه و شهر (بازار و بازارچه) را در بر می‌گیرد. به نظر می‌رسد با افزایش تراکم امکانات تجاری به منظور کاهش انتخاب استفاده از خودرو مؤثر است (لی و همکاران، ۲۰۱۶).

(KE): این متغیر کاربری اداری می‌باشد. از آنجا که کاربری‌های اداری - دولتی مورد مراجعه روزانه بسیاری از شهروندان قرار می‌گیرد، اهمیت زیادی دارد و مشکلات ترافیکی بسیاری را ایجاد می‌کند. این کاربری شامل بانک‌ها، موسسات، شهرداری‌ها، دانشگاه و ... می‌باشد (خمر و راهدار، ۱۳۹۹). این متغیر اثرات متفاوتی می‌تواند داشته باشد، اینکه کدام اثر غالب است باید مورد بررسی قرار گیرد.

(KBD): این متغیر کاربری بهداشتی - درمانی می‌باشد. یکی از اصلی‌ترین کاربری‌های شهری است که دسترسی بهینه به آن یکی از الزامات ضروری در راستای پاسخ‌گویی به نیازهای شهروندان است. کاربری بهداشتی - درمانی شامل داروخانه‌ها، درمانگاه‌ها، بیمارستان‌ها، آزمایشگاه‌های تشخیص پزشکی، مجتمع‌های پزشکی و ... می‌باشد (شجاعیان و رحیم‌پور، ۱۳۹۷). این متغیر اثرات متفاوتی می‌تواند داشته باشد، اینکه کدام اثر غالب است باید مورد بررسی قرار گیرد.

۵. نتایج

۵ - ۱. برآورد مدل و یافته‌ها

از آنجایی که برای متغیر وابسته (تقاضای حمل‌ونقل شهری) چهار معیار تولید سفر شخصی، جذب سفر شخصی، تولید سفر عمومی و جذب سفر عمومی در نظر گرفته شده است باید چهار مدل رگرسیون تخمین زده شود. همچنین با توجه به اینکه در پژوهش حاضر از داده‌های مقطعی استفاده می‌شود، فرض‌های عدم ناهمسانی واریانس و نبود همخطی بررسی شده است.

جدول ۲: نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها در مدل TSS

متغیر وابسته: TSS				
تعداد مشاهدات: ۱۸۶				
روش: حداقل مربعات وزنی				
متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
C	-۵۶۸,۷۸۷۷	۱۲۱,۲۲۰۹	-۴,۶۹۲۱۵۷	۰,۰۰۰۰
TRD (تراکم کلی مسکونی)	-۱۸,۰۵۵۶۶	۹,۷۱۷۵۲۱	-۱,۸۵۸۰۵۲	۰,۰۶۴۸
AWR (میانگین عرض معابر)	۲۷,۵۸۳۲۸	۳,۱۰۶۶۹۸	۸,۸۷۸۶۴۸	۰,۰۰۰۰
TEP (جمعیت کل شاغل)	۱,۳۵۰۵۱۸	۰,۰۷۸۲۴۳	۱۷,۲۶۰۵۳	۰,۰۰۰۰
CO (شاخص اتصال)	۳۳۹۰۷,۸۰	۸۷۴,۰۲۸۴	۳۸,۷۹۴۸۵	۰,۰۰۰۰
AP (جمعیت فعال)	-۱,۶۰۳۷۰۲	۰,۰۸۸۰۱۶	-۱۸,۲۲۰۶۷	۰,۰۰۰۰
EP (جمعیت سالمند)	۲,۴۹۸۱۷۶	۰,۱۰۱۱۶۰	۲۴,۶۹۵۲۳	۰,۰۰۰۰
R^2				۰,۹۹
R^2 تعدیل شده				۰,۹۹
احتمال آماره F				۰,۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به مقدار p-value به دست آمده برای آماره F که صفر (کمتر از ۰,۰۵) می باشد، فرض H_0 که عدم معناداری کل مدل است، رد می شود و این نشان می دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور هم زمان صفر نیستند. بنابراین بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد. همچنین مقدار R^2 قدرت توضیح دهنگی مدل را نشان می دهد که مقدار آن در مدل ۰,۹۹ می باشد که بدین معنی است که ۹۹ درصد از تغییرات در (متغیر وابسته) TSS توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است.

در این تخمین مقدار p-value متغیر AWR، صفر می باشد که کمتر از سطح معنی داری ۰,۰۵ است و فرض H_0 رد می شود که بیانگر معنی دار بودن ضریب رگرسیون AWR می باشد. بنابراین در مدل TSS، با افزایش میانگین عرض معابر نواحی ترافیکی، تولید سفر شخصی نیز افزایش یافته است. بررسی دیگر متغیرهای مدل نشان می دهد که TRD (تراکم کلی مسکونی) مقدار احتمال آماره t آن ۰,۰۶۴۸ می باشد که در سطح ۹۰ درصد معنی دار است و ضریب آن منفی است که نشان دهنده رابطه عکس با TSS می باشد و با افزایش تراکم کلی مسکونی استفاده از حمل و نقل شخصی کاهش می یابد. متغیر TEP نیز با مقدار احتمال صفر در سطح ۹۵ درصد معنی دار است و با توجه با ضریب مثبت، با TSS رابطه مستقیم دارد و با افزایش کل جمعیت شاغل، تولید سفرهای شخصی کاهش می یابد. متغیر Co بیانگر تراکم خیابان می باشد که در این مدل در سطح ۹۵ درصد معنی دار و مقدار احتمال آن صفر و ضریب آن مثبت که نشان دهنده رابطه مستقیم با TSS می باشد. متغیرهای AP و EP مقدار احتمال آماره t هر دو در سطح معنی داری ۹۵ درصد می باشد و به ترتیب با متغیر وابسته TSS رابطه معکوس و مستقیم دارند و می توان چنین نتیجه گیری کرد که لزوماً این گونه نیست که جمعیت فعال ۳۰ تا ۵۰ سال بیشتر از حمل و نقل شخصی استفاده می کنند. همچنین با افزایش سن استفاده از حمل و نقل شخصی افزایش می یابد.

جدول ۳: نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها در مدل JSS

متغیر وابسته: JSS				
تعداد مشاهدات: ۱۸۶				
روش: حداقل مربعات وزنی				
متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
C	-۵۶۹,۲۷۳۰	۲۳,۱۹۱۵۹	۲۵۶,۹۴۴۲	۰,۰۲۸۰
AWR (میانگین عرض معابر)	۷۲,۹۵۸۲۰	۱,۰۲۸۱۸۰	۱۴,۵۶۴۷۸	۰,۰۰۰۰
KBD (کاربری بهداشتی-درمانی)	۱۲,۴۷۹۳۰	۲,۵۴۷۵۱۵	۶,۸۴۷۱۲۳	۰,۰۷۰۰
KE (کاربری اداری)	۲,۵۰۵۹۲۹	۰,۲۱۲۰۷۶	۵,۲۰۲۴۵۹	۰,۰۰۰۰
KT (کاربری تجاری)	۱,۰۱۲۴۲۹	۳۳,۱۴۴۲۶	۰,۲۱۵۳۹۳	۰,۰۰۰۰
P (پارکینگ)	۲۱۳,۶۸۱۲	۰,۴۹۳۱۳۲	۱۰۳,۲۴۳۹	۰,۰۳۹۹
KA (کاربری آموزشی)	۵,۶۷۱۳۷۳	۰,۲۹۰۰۵۷	-۳,۸۸۷۹۲۵	۰,۱۴۶۴
R^2	۰,۳۵۰۹۵۰			
R^2 تعدیل شده	۰,۳۲۹۱۹۴			
احتمال آماره F	۰,۰۰۰۰			

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به مقدار p-value به دست آمده برای آماره F که صفر (کمتر از ۰,۰۵) می‌باشد، فرض H_0 که عدم معناداری کل مدل است، رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور هم‌زمان صفر نیستند. بنابراین بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد. همچنین مقدار R^2 قدرت توضیح‌دهندگی مدل را نشان می‌دهد که مقدار آن در مدل ۰,۳۵ می‌باشد که بدین معنی است که ۳۵ درصد از تغییرات در (متغیر وابسته) JSS توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است.

در این تخمین مقدار p-value متغیر AWR، صفر می‌باشد که کمتر از سطح معنی‌داری ۰,۰۵ است و فرض H_0 رد می‌شود که بیانگر معنی‌دار بودن ضریب رگرسیون AWR می‌باشد. بنابراین در مدل JSS با افزایش میانگین عرض معابر نواحی ترافیکی، جذب سفر شخصی نیز افزایش یافته است. بررسی دیگر متغیرهای مدل نشان می‌دهد که مقدار احتمال آماره t متغیرهای KE و KA در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشند. همچنین احتمال متغیر P، ۰,۰۳۹۹ می‌باشد و در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد قرار دارد و ضریب رگرسیون این متغیر مثبت است و نشان می‌دهد که در نواحی‌ای که پارکینگ وجود دارد نسبت به نواحی‌ای که پارکینگ وجود ندارد، جذب سفرهای شخصی

افزایش یافته است. همچنین مقدار احتمال آماره t متغیرهای KBD و KT به ترتیب در سطح ۹۰ و ۹۵ درصد معنی دار و ضریب این متغیرها مثبت است که بیانگر رابطه مستقیم با JSS می باشد.

جدول ۴: نتایج تجزیه و تحلیل داده ها در مدل TSO

متغیر وابسته: TSO				
تعداد مشاهدات: ۱۸۶				
روش: حداقل مربعات				
متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
C	۴۸۴,۴۹۸۵	۳۱,۳۲۵۱۶	۱۵,۴۶۶۷۶	۰,۰۰۰۰
FP (جمعیت زنان)	۱,۹۱۷۹۳۶	۰,۱۱۲۰۱۰	۱۷,۱۲۲۹۴	۰,۰۰۰۰
PD (تراکم جمعیت)	۱۱,۵۳۴۳۹	۰,۵۷۵۵۵۳	۲۰,۰۴۰۵۵	۰,۰۰۰۰
AWR (میانگین عرض معابر)	-۱۰,۱۴۲۱۹	۰,۸۰۳۲۴۷	-۱۲,۶۲۶۵۰	۰,۰۰۰۰
FEP (جمعیت زنان شاغل)	-۲۹,۱۴۶۹۸	۱,۹۶۵۹۵۴	-۱۴,۸۲۵۸۷	۰,۰۰۰۰
CO (شاخص اتصال)	-۷۳,۵۹۴۶۰	۹,۳۳۸۳۴۵	-۷,۸۸۰۹۰۴	۰,۰۰۰۰
SP (جمعیت محصل)	۰,۰۲۴۹۲۹	۰,۴۲۴۶۹۵	۰,۰۵۸۶۹۹	۰,۹۵۳۳
R^2	۰,۹۹			
R^2 تعدیل شده	۰,۹۹			
احتمال آماره F	۰,۰۰۰۰			

(منبع: یافته های پژوهش)

با توجه به مقدار p-value به دست آمده برای آماره F که صفر (کمتر از ۰,۰۵) می باشد، فرض H_0 که عدم معناداری کل مدل است، رد می شود و این نشان می دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور هم زمان صفر نیستند. بنابراین بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود دارد. همچنین مقدار R^2 قدرت توضیح دهنگی مدل را نشان می دهد که مقدار آن در مدل ۰,۹۹ می باشد که بدین معنی است که ۹۹ درصد از تغییرات در (متغیر وابسته) TSO توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است.

در این تخمین مقدار p-value متغیر AWR، صفر می باشد که کمتر از سطح معنی داری ۰,۰۵ است و فرض H_0 رد می شود که بیانگر معنی دار بودن ضریب رگرسیون AWR می باشد. بنابراین در مدل JSO با افزایش میانگین عرض معابر نواحی ترافیکی، تولید سفر عمومی نیز کاهش یافته است. بررسی نتایج مدل نشان می دهد که متغیر SP با مقدار احتمال ۰,۹۵۳۳ در سطح ۹۵ درصد معنی دار نمی باشد. سایر متغیرها با توجه به مقدار احتمال آماره t صفر آن ها در سطح ۹۵ درصد معنی دار هستند. ضریب متغیر FP مثبت است و نشان دهنده رابطه مستقیم با TSO می باشد و جمعیت زنان بیشتر از حمل و نقل عمومی استفاده می کنند. ضریب رگرسیون متغیر FEP منفی است

و بیانگر این است که افزایش جمعیت زنان شاغل موجب کاهش تولید سفرهای عمومی می‌شود و ترجیح می‌دهند از وسایل نقلیه شخصی استفاده کنند. متغیر CO دارای ضریب رگرسیونی منفی است و بدین معنی می‌باشد که با افزایش تراکم خیابان (افزایش شاخص اتصال) تولید سفرهای عمومی افزایش می‌یابد. PD دارای ضریب مثبت و نشان‌دهنده این است که تراکم جمعیت (تراکم ناخالص مسکونی) با TSO رابطه مستقیم دارد.

جدول ۵: نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها در مدل JSO

متغیر وابسته: JSO				
تعداد مشاهدات: ۱۸۶				
روش: حداقل مربعات وزنی				
متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	p-value
C	۱۳۸,۶۴۷۶	۵۸,۷۸۹۷۲	۲,۳۵۸۳۶۵	۰,۰۱۹۴
AWR (میانگین عرض معاور)	-۳,۵۵۳۶۰۱	۱,۲۳۷۰۴۱	-۲,۸۷۲۶۶۲	۰,۰۰۴۶
P (پارکینگ)	۶۰,۷۱۸۲۳	۳۹,۴۲۰۴۱	۱,۵۴۰۲۷۴	۰,۱۲۵۳
KBD (کاربری بهداشتی - درمانی)	۸,۷۸۰۰۷۸	۲,۶۷۰۵۳۵	۳,۲۸۷۷۶۰	۰,۰۰۱۲
TRD (تراکم کلی مسکونی)	۰,۳۷۱۱۴۱	۰,۷۶۵۸۱۸	۱,۶۶۱۲۴۱	۰,۰۹۸۴
KT (کاربری تجاری)	۹۵,۷۴۷۳۴	۰,۱۷۰۴۸۰	۲,۱۷۷۰۳۸	۰,۰۳۰۸
CO (شاخص اتصال)	۷۲۷,۲۷۵۷	۱۰۴,۲۵۹۳	۰,۹۱۸۳۵۸	۰,۳۵۹۷
KA (کاربری آموزشی)	۳,۵۱۳۱۹۵	۱,۴۰۹۸۴۴	۲,۴۹۱۹۰۴	۰,۰۱۳۶
R^2	۰,۲۸۳۳۵۱			
R^2 تعدیل شده	۰,۲۵۵۱۶۸			
احتمال آماره F	۰,۰۰۰۰			

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به مقدار p-value به دست آمده برای آماره F که صفر (کمتر از ۰,۰۵) می‌باشد، فرض H_0 که عدم معناداری کل مدل است، رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به طور هم‌زمان صفر نیستند. بنابراین بین تمامی متغیرهای مستقل با متغیر وابسته رابطه معناداری وجود

دارد. همچنین مقدار R^2 قدرت توضیح‌دهندگی مدل را نشان می‌دهد که مقدار آن در مدل ۰,۲۸ می‌باشد که بدین معنی است که ۲۸ درصد از تغییرات در (متغیر وابسته) JSO توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است.

در این تخمین مقدار p-value متغیر AWR، ۰,۰۰۴۶ می‌باشد که کمتر از سطح معنی‌داری ۰,۰۵ است و فرض H_0 رد می‌شود که بیانگر معنی‌دار بودن ضریب رگرسیون AWR می‌باشد. بنابراین در مدل JSO با افزایش میانگین عرض معابر نواحی ترافیکی، جذب سفر عمومی نیز کاهش یافته است.

بررسی سایر متغیرهای مدل نشان می‌دهد که احتمال آماره t متغیرهای CO و P در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نیست. مقدار p-value متغیرهای KA، KT و KBD کمتر از ۰,۰۵ می‌باشد و در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار هستند و ضریب رگرسیون آن‌ها مثبت می‌باشد که با افزایش این متغیرها، JSO نیز افزایش یافته است. مقدار احتمال آماره t متغیر TRD، ۰,۰۹۸۴ می‌باشد و به این معنی است که در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نیست اما در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار می‌باشد و دارای ضریب مثبت است و رابطه مستقیمی با جذب سفر عمومی دارد.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش تلاش شده است با یک نگرش کلی اثر متغیرهای مورفولوژی شهری مانند عرض معابر، تراکم خیابان، تراکم کلی مسکونی، کاربری اراضی و سن، جنسیت، اشتغال و وجود پارکینگ بر تقاضای حمل‌ونقل شهری بررسی شود. مطالعهٔ مرچان و همکاران (۲۰۲۰) با بررسی اثر شبکه معابر شهری بر کارایی سفرهای محلی نشان می‌دهد که همبستگی‌های معناداری بین ویژگی‌های ابعادی و توپولوژیکی شبکه معابر و کمیت سفر با وسایل نقلیه وجود دارد. نتایج تخمین مدل‌های پژوهش نیز نشان می‌دهد تعریض معابر شهری به‌عنوان یک سیاست مدیریت تقاضای سفر درون شهری موجب افزایش سفرهای افراد با استفاده از حمل‌ونقل شخصی و در نتیجه افزایش تعداد استفاده‌کنندگان از جاده می‌شود. مطالعات مینژین و همکاران (۲۰۲۱) با بررسی اثر توپولوژی شبکه‌های معابر بر حمل‌ونقل عمومی به این نتیجه رسید که معابری که از اتصال و دسترسی بهتری برخوردارند موجب توسعه خودروهای شخصی می‌شود، اما شبکه‌هایی که اتصال کمتری دارند و خودروهای شخصی ممکن است هزینه بیشتری نسبت به اتوبوس‌ها داشته باشند، بنابراین حمل‌ونقل عمومی ترجیح داده می‌شود. در این پژوهش نیز نتایج نشان می‌دهد که شاخص اتصال و دسترسی که نشان‌دهندهٔ تراکم خیابان بیشتر و در نتیجه تعداد خیابان‌های بالاتر و اتصال‌پذیری بیشتری است، رابطه مستقیمی با استفاده شهروندان از حمل‌ونقل شخصی دارد و هرچه شاخص دسترسی افزایش می‌یابد ساکنین تمایل به استفاده از حمل‌ونقل شخصی برای سفرهای روزانه خود داشته‌اند و بدین ترتیب حمل‌ونقل شخصی توسعه می‌یابد. کاکار و پراساد در مطالعه خود (۲۰۲۰) نتیجه گرفتند که با افزایش پراکندگی

شهری تعداد متقاضیان حمل و نقل عمومی و علاقه‌مند به پیاده‌روی کاهش می‌یابد و علاقه بیشتری به حمل و نقل شخصی دارند. اما در مناطق متراکم نسبت به مناطق پراکنده از حمل و نقل عمومی بیشتر استفاده می‌کنند. در این پژوهش نیز نتایج نشان می‌دهد که نواحی‌ای که تراکم کلی مسکونی کمتری دارند، استفاده بیشتری از حمل و نقل شخصی دارند و نواحی‌ای که تراکم کلی مسکونی بیشتری دارند تمایل کمتری به استفاده از حمل و نقل شخصی دارد و افراد آن نواحی ترجیح می‌دهند از گزینه‌های حمل و نقل عمومی و پیاده‌روی استفاده کنند. افزایش تراکم جمعیتی نیز که نشان‌دهنده بافت شهری متراکم‌تر و پراکندگی کمتر است، موجب افزایش سفرهای نقلیه عمومی می‌شود. لی و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه خود با بررسی ویژگی‌های فردی و فرم شهری بر انتخاب خودرو نتیجه گرفتند که افراد مسن بیشتر از اتومبیل استفاده می‌کنند، درواقع انتخاب استفاده از خودرو با افزایش سن افراد افزایش می‌یابد. همچنین در مدل تولید سفر شخصی ضریب متغیر EP مثبت است و بیان می‌کند که هرچه سن ساکنین نواحی افزایش می‌یابد برای جابه‌جایی و سفرهای روزانه خود از خودرو شخصی استفاده می‌کنند. کریستینسن و همکاران^۱ (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای نتیجه گرفتند که در دسترس بودن پارکینگ به‌طور قابل‌توجهی بر احتمال انتخاب خودرو تأثیر می‌گذارد و استفاده از حمل و نقل شخصی افزایش می‌یابد. بررسی دیگر نتایج این پژوهش نیز حاکی از این است که نواحی‌ای که در آن‌ها پارکینگ وجود دارد نسبت به نواحی‌ای که پارکینگ ندارند، موجب جذب مسافرانی خواهد شد که از حمل و نقل شخصی استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه دادیچ و هانائوکا^۲ (۲۰۱۲) نشان داده است که تراکم کارگر اثرات مثبت و معناداری بر سفرهای حمل و نقل عمومی دارد و مطالعه لی و همکاران (۲۰۱۶)، نشان می‌دهد افزایش اشتغال موجب به افزایش انتخاب خودرو شخصی می‌شود. در مدل TSO (تولید سفر عمومی)، متغیر FEP که جمعیت شاغل زنان می‌باشد اثر منفی دارد که نشان می‌دهد زنان شاغل برای سفرهای روزانه خود از سواری شخصی استفاده می‌کنند. به‌طور کلی در نواحی هرچه تعداد کل جمعیت شاغل بیشتر می‌شود، برای رفتن به محل کار خود از حمل و نقل شخصی استفاده می‌کنند. لی و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه خود با بررسی ویژگی‌های فردی و فرم شهری بر انتخاب خودرو نتیجه گرفتند که در سطح فردی زنان بیشتر از مردان از وسایل نقلیه عمومی استفاده می‌کنند. در پژوهش حاضر نیز در مدل تولید سفر عمومی، متغیر FP دارای ضریب مثبت می‌باشد و می‌توان گفت که زنان برای سفرهای روزانه خود بیشتر از وسایل نقلیه همگانی نیز استفاده می‌کنند. در مطالعه لی و همکاران (۲۰۱۶) نتیجه‌گیری می‌شود که افزایش تراکم امکانات تجاری به‌منظور کاهش انتخاب استفاده از خودرو مؤثر است. در مدل جذب سفر عمومی مقدار ضریب مثبت کاربری تجاری بیشتر از ضریب کاربری بهداشتی-درمانی و کاربری آموزشی می‌باشد و با افزایش تعداد کاربری‌های تجاری جذب سفر عمومی به میزان بیشتری افزایش می‌یابد. در مدل جذب سفر شخصی مقدار اثرگذاری ضریب کاربری بهداشتی درمانی بیشتر از مقدار ضریب کاربری تجاری می‌باشد و

1. Christiansen, et al. (2017)

2. Dadhich & Hanaoka

نشان می‌دهد که با افزایش تعداد کاربری‌های بهداشتی- درمانی جذب سفر شخصی افزایش بیشتری خواهد داشت. اکیکی و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه خود نشان دادند که حمل‌ونقل درون شهری به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر ساختار کاربری زمین و مورفولوژی شهر است. یافته‌های پژوهش نیز نشان می‌دهد که افزایش تنوع و تعداد کاربری‌ها موجب افزایش سفرهای درون شهری خواهد شد.

۷. پیشنهادات

در سال‌های اخیر و با گسترش استفاده از خودروهای شخصی در شبکه معابر شهر اصفهان توجه به سیاست‌های مدیریت تقاضا از اهمیت بالایی برخوردار است. بنابراین، اصفهان نیز یکی از شهرهایی است که در آن جهت مدیریت تقاضای سفر و بهبود عملکرد حمل‌ونقل عمومی برنامه‌هایی از جمله قیمت‌گذاری پارکینگ، طرح ترافیک زوج و فرد، طرح‌های تشویقی جهت کاهش استفاده از خودرو شخصی و غیره اجرا شده است. بدین منظور و براساس نتایج حاصل از پژوهش، پیشنهادات به شرح زیر می‌باشد:

۱. تقویت استخوان‌بندی اصلی شهر و اتصال آن به ساختار اصلی شهر؛
۲. افزایش و استقرار کاربری‌های متنوع در نزدیکی یکدیگر؛
۳. مکان‌یابی صحیح پارکینگ‌های عمومی و خصوصی؛
۴. استقرار ایستگاه‌های حمل‌ونقل عمومی در نزدیکی کاربری‌های اراضی شهری و افزایش دسترسی حمل‌ونقل عمومی و غیرموتوری؛
۵. متصل کردن مراکز نواحی به یکدیگر از طریق مسیرهای حمل‌ونقل؛
۶. تعریض مسیرهای پیاده‌روی.

نتایج این پژوهش را می‌توان در مدیریت تقاضای سفر درون شهری و ارزیابی و اتخاذ تصمیمات مناسب برای طراحی و گسترش شبکه‌های معابر جدید یا اصلاح شبکه‌های معابر موجود و کاهش سفرهای طولانی خودروهای شخصی، توسعه و افزایش تقاضای حمل‌ونقل عمومی و تسهیل در رفت و آمد به کار گرفت. با توجه به شرایط نسبتاً مشابه کلان‌شهرهای کشور، پیش‌بینی می‌شود بخش قابل توجهی از نتایج پژوهش را می‌توان برای دیگر کلان‌شهرهای کشور به کار گرفت.

References

- Akbari, N. (2016). *urban economy*. Tehran: Organization for Studying and Compiling Humanities Books of Universities (Samt). [In Persian]
- Alkharabsheh, A. Moslem, S. Oubahman, L. & Duleba, S. (2021). An Integrated Approach of Multi-Criteria Decision-Making and Grey Theory for Evaluating Urban Public Transportation Systems. *Sustainability*, 2-15.
- Babalik-Sutcliffe, E. (2013) Urban form and sustainable transport: Lessons from the Ankara case. *International Journal of Sustainable Transportation*, 7, 416-430.
- Chen, F. (2014). Urban Morphology and Citizens' Life. *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research*, 10.1007/978-94-007-0753-5_4080.
- Christiansen, P. Engebretsen, Ø. Fearnley, N. & Hanssen, J.U.(2017). Parking facilities and the built environment: Impacts on travel behaviour. *Transportation Research Part A: Policy and Practice* 95, 198-206.
- Dadhich, P. N. & Hanaoka, S. (2012). Spatial investigation of the temporal urban form to assess impact on transit services and public transportation access, Geospatial. *Information Science*, 15(3), 187-197.
- Ebrahimzadeh, I. & Ghasemi Ghasemivand, E. (2017). Analysis and evaluation of urban land use with an emphasis on the sustainability of residential use. *Regional Planning Quarterly*, 7(26), 146-131. [In Persian]
- Gholami Bimorgh, Y. Hosseini, A. Shatrian, M. Mohammadi, A. & Dehghan Jezi, A. (2019). Evaluations of the effects of urban land in the creation of traffic volume in order to organize and spatially redistribute it, a case study: the central context of Kashan. *Geographic Information Scientific-Research Quarterly*, 28(109), 166-147. [In Persian]
- Hosseinpour, O. & Minaei, S. (2020). Investigating factors affecting sustainable urban transportation with an emphasis on the urban road network (case study: Dinar Mining City). *Road Scientific Quarterly*, 18(105), Volume 4, 55-68. [In Persian]
- Isfahan comprehensive transport studies, 2015. [In Persian]
- Lee, G. Jeong, Y. & Kim, S.(2016). Impact of Individual Traits, Urban Form, and Urban Character on Selecting Cars as Transportation Mode using the Hierarchical Generalized Linear Model. *J. Asian Archit. Build. Eng*, 15, 223-230.
- Kakar, Kh. A. & Prasad, C. S. R. K. (2020). Impact of urban sprawl on travel demand for public transport, private transport and walking. *Transportation Research Procedia*, 48, 1881-1892.
- Kameswara, B. & Adelia Suryani, T. (2021). Regional Economic Growth and Air Transportation in Indonesia especially outside Java: a Backward Method in Multiple Regression Model. *TATA LOKA*, 23(2), 190-200
- Khmer, Gh. A. & Rahdar Pudina, S .(2020). Optimum location of government-administrative uses using fuzzy logic in GIS environment. *Journal of Geographical Survey of Space*, 10(37), 57-72. [In Persian]

- Merchán, D. Winkenbach, M. & Snoeck, A. (2020). Quantifying the impact of urban road networks on the efficiency of local trips. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 135, 38-62.
- Minzhi, C. Fan, W. Min, Y. & Jiangang, X. (2021). Impact of road network topology on public transportation development. *Wireless Communications and Mobile Computing*, <https://doi.org/10.1155/2021/6209592>.
- Nikpour, A. Lotfi, S. & Rezazadeh, M. (2018). Analysis of the relationship between city form and access index (case study: Babolsar city). *Scientific-Research Quarterly of Spatial (Geographical) Planning*, 7(3), 106-75. [In Persian]
- Mokhtari Roknabadi, S. (2019). *Investigating the relationship between land use and travel behavior in urban areas, a case study: Dana and Soil Science areas in Shiraz*. Master's thesis. Shiraz university. [In Persian]
- Norouzian Maleki, P. Izadbakhsh, H. & Ghanbartharani, N. (2019). Forecasting the demand for sustainable urban transportation in the direction of managing and improving the safety of the road network using the systems dynamics approach: a case study of Tehran. *Shahr Ayman Scientific-Research Journal*, 2(8), 1-13. [In Persian]
- Nyeri, M. Babazadeh, A. & Gholami Shahbandi, M. (2021). Evaluation of urban development projects based on the road network connectivity index. *Seventh Annual International Congress on Civil Engineering, Architecture and Urban Development, Tehran*, 1-10. [In Persian]
- Okeke, Fo. Gyoh, L. & Echendu, If. (2021). Impact of Landuse Morphology on Urban Transportation. *Civil Engineering Journal*, 7, 1753-1773.
- Oliveira, Vitor (2017). *Urban morphology is an introduction to the study of the physical form of cities*. Translated by Manouchehr Tabibian and Ali Ziaei Alisha. Tehran: the University of Tehran, Publishing Institute.
- Pourmohammadi, M. R. Sadr Mousavi, M. & Jamali, S. (2011). Analysis of schools of urban morphology. *Geographical Studies of Arid Regions*, 2(5), 1-16. [In Persian]
- Rezaeian, B. (2018). *Investigating the effect of built environment characteristics on travel behavior in Mashhad*. Master's thesis. Mashhad Ferdowsi University. [In Persian]
- Seifaldini, F. & Shurche, M. (2014). *Intelligent planning of land use and urban transportation*. Tehran: Today's managers. [In Persian]
- Seyyed Hosseini, M. (2011). *Transportation engineering planning and material handling analysis*. Tehran: Iran University of Science and Technology. [In Persian]
- Shadab Mehr, H. Rahnema, M. R. Ajza Shokohi, M. & Mafi, E. (2017). Examining the role of road widening in the design of mass transit systems in Mashhad city. *City identity*. 32(11), 66-57. [In Persian]

- Shah Ali, J. & Sanaei, M. (2010). Investigating the network of urban roads in relation to urban morphology. *Scientific and Research Quarterly of Human Geography*, 2(3), 152-137. [In Persian]
- Shojaeian, A. & Rahimpour, N. (2018). Evaluating land suitability of health-treatment centers using CF analysis. *Geography and Urban-Regional Studies*, 28, 111-130. [In Persian]
- Stojanovski, T. (2013). Public transportation systems for urban planners and designers: the urban morphology of public transportation system. *Royal Institute of Technology, Traffic and Logistics*, 32, 75-89.
- Wang, Sh. Yu, D. Kwan, M.-P. Zheng, L. Miao, H. & Li, Y. (2020) The impacts of road network density on motor vehicle travel: An empirical study of Chinese cities based on network theory. *Transportation Research Part A Policy and Practice*, 132, 144-156.
- Yarmohamedian, N. Saffari, B. & Moradi, M. (2020). Choosing the travel mode and it's influencing factors using a multinomial logit model in Isfahan City. *Transportation Engineering Quarterly*, 11(3), 755-737. [In Persian]

Urban Morphology and Public Transportation Demand with Special Emphasis on the Form of Urban Road Network

Zahra Pourahmad¹

Babak Saffari²

Shekoofeh Farahmand³

Received: 2023/06/23

Accepted: 2023/10/08

Introduction

In recent years, the ever-increasing population growth and rampant use of personal transportation and daily trips have caused many problems in the field of transportation, including high fuel consumption, air pollution, noise, high density streets, reduced physical activity, etc. In many metropolitan areas during the past decades, the sudden increase of motor vehicles has caused heavy street traffic in intra-city trips, and the main reason for this can be considered the weak relationship between urban morphology and transportation, in other words, urban forms that avoid pedestrians and encourage motor trips. Urban morphology is one of the most important and main factors that affect the demand for urban transportation. The quality of land use (density of residential units or their dispersion) forms the important basis of urban morphology. In the formation of urban morphology, natural and human factors play varied roles, among them road network is of paramount importance in construction and morphology of a city. Since urban morphology has a significant effect on urban transportation, how to establish a strong relationship between urban morphology and travel modes has always been of great interest of researchers. This study is aiming at investigating the impact of morphology characteristics on urban transportation demand. In this research, features of urban morphology, such as overall residential density, connectivity index, and the average width of roads, with the help of demographic characteristics, such as population density, female and female working population, total working population etc., on demand for urban transportation have been investigated. These include four parameters such as creation of public and personal trips and attraction of public and personal trips on in 186 traffic areas of Isfahan city.

Methodology

This research has been conducted with a descriptive causal approach based on the data and information required in the study areas. To achieve the research goals,

-
1. M.A. of Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: z.pourahmad@ase.ui.ac.ir
 2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. (Corresponding Author)
Email: b_saffari@ase.ui.ac.ir
 3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

186 traffic areas of Isfahan City have been studied. For analyzing the characteristics of urban morphology, including average width of roads, overall residential density, and connectivity index (street density), in the form of GIS maps have been investigated, and for demographic characteristics, the population and housing census map of Isfahan City was obtained and researched from the Deputy Planning and Human Capital Development Organization of Isfahan Municipality. Then, using the map of 186 traffic areas of Isfahan City, the amount of these variables was calculated and extracted by GIS software. Moreover, the information related to urban transportation demand based on public transportation demand, including public travel creation, public travel attraction, and personal transportation demand, including personal travel creation and personal travel attraction from the origin-destination matrix of the year 2021 of Isfahan city on a normal working day and at the peak hour of 7:00 to 8:00 a.m., the transportation and traffic department of Isfahan municipality has been obtained and used for evaluation. In the present research, in order to reach a complete and comprehensive answer, after extracting the data from GIS software, the Eviuse software was used. According to the number and nature of the research variables, the specification of the model is done using the multivariate regression method and the weighted least squares method. GIS software was also used for drawing the maps.

Findings

The research findings show that in the TSS and JSS models, with the increase in the average width of traffic areas, the creation and attraction of personal travel have also increased, and in the TSO and JSO models, the creation and attraction of public travel have decreased with the increase in the average width of traffic areas. In TSS model, the coefficient is negative and in JSO model, the coefficient is positive, which shows that with an increase in the overall residential density, the use of private transportation decreases and the use of public transportation increases. In terms of street density, which also indicates the connection index, the coefficient value is positive in TSS and negative in TSO model. The results also show that women in general use public transportation, but working women use private transportation more. The estimation of TSS model shows that as population is aging in the traffic areas of Isfahan City, the preference in using personal transportation has been rising. In JSS model, the parking variable has a direct relationship with the attraction of personal travel. In the personal travel attraction model, health-therapeutic use and commercial use have a direct relationship with the attraction of personal trips, and in the public travel attraction model, commercial, educational, and health-therapeutic uses have a direct relationship with the attraction of public trips. Finally, the increased number and variety of the users will also increase intra-city trips.

Discussion and Conclusion

In this research, an attempt has been made to investigate the effect of urban morphology variables on urban transportation demand with a general perspective.

The results of the estimation of the research models show that the widening of urban roads as a management policy for intra-city travel demand increases people's trips using personal transportation and as a result, increases the number of road users. Street density, which indicates the number of higher streets and therefore greater connectivity, has a direct relationship with citizens' use of private transportation. Residents of areas that have higher overall residential density and population density, which indicates denser urban fabric and more dispersion, are less likely to use personal transportation, and people in those areas prefer to use public transportation and walking options. Also, as the age of the residents of the area increases, they use private cars for their daily trips. Another examination of the results of the research indicates that areas with parking facility, will attract passengers who have used private transportation compared to the areas that do not have such possibility. In general, as the total working population increases in the areas, they use personal transportation to go to their workplace, and it can be said that the female population uses public transportation more for their daily trips. In the public travel attraction model, the positive coefficient of commercial use is higher than the coefficient of health-therapeutic use and educational use, and with the increase in the number of commercial uses, the attraction of public travel increases to a greater extent. In the personal travel absorption model, the effect value of the healthcare usage coefficient is higher than the commercial usage coefficient and it shows that with the increase in the number of healthcare usages, the absorption of personal travel will increase. Moreover, the increased number and variety of the users will also increase intra-city trips.

Keywords: Transportation Modes, Road Network, Isfahan City, Urban Morphology

JEL Classification: R41, O18, R14, L91

تحلیل عوامل رفتاری و غیررفتاری مؤثر بر

قیمت مسکن و تورم در ایران

علی اکبر قلی زاده^۱شهلا صمدی پور^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۷/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۵/۲۹

چکیده

مقاله حاضر اثر قیمت مسکن بر تورم با تأکید بر عوامل رفتاری و غیررفتاری شامل عوامل درون بخشی و برون بخشی مؤثر بر قیمت مسکن در ایران مورد بررسی قرار می دهد. بدین منظور متغیرهای رفتاری سرمایه گذاران شامل رفتار توده وار و خوش بینی بیش از حد اندازه گیری شده است، سپس سیستم معادلات شامل معادلات قیمت مسکن و تورم تدوین گردید. معادلات قیمت مسکن و تورم در ایران طی دوره زمانی فصل اول ۱۳۸۰ تا فصل اول ۱۳۹۹ با بکارگیری سیستم معادلات به ظاهر نامرتبط (SUR) برآورد گردید. نتایج عوامل درون بخشی حاکی از اثر مثبت قیمت زمین و تعداد واحدهای ساختمانی تکمیل شده بر قیمت مسکن است. از طرفی عوامل برون بخشی شامل، قیمت ارز و نقدینگی به ترتیب اثر منفی و مثبت بر قیمت مسکن داشته اند. از میان دو عامل رفتاری، رفتار توده وار بر قیمت مسکن اثر مثبت داشته و خوش بینی بیش از حد اثر معناداری نداشته است. همچنین نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد درآمد سرانه اثر منفی بر نرخ تورم داشته اند. رفتار توده وار سرمایه گذاران در بخش مسکن نیز به طور غیرمستقیم و از طریق قیمت مسکن می تواند به افزایش نرخ تورم منجر شود.

واژگان کلیدی: اقتصاد رفتاری، اقتصاد مسکن، قیمت مسکن، تورم

طبقه بندی JEL: E31، C40، G41

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (نویسنده مسئول).
A.Gholizadeh@basu.ac.ir

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
Sh.Smadipour@eco.basu.ac.ir

۱. مقدمه

نوسانات شدید قیمت مسکن و اثرات آن بر سایر بخش‌های اقتصادی یکی از مؤلفه‌های کلیدی سیاست‌گذاران اقتصادی به‌شمار می‌رود. مسکن به دلیل اینکه بخش عمده‌ای از ثروت خالص بخش خصوصی را تشکیل می‌دهد و از طرفی به دلیل بالا بودن مخارج تأمین مسکن مانند اجاره یا اقساط وام مسکن، بخش مهمی از هزینه‌های خانوار را به خود اختصاص می‌دهد و برای خانوار به‌عنوان تأمین سرپناه و همچنین کالای سرمایه‌ای اهمیت بالایی دارد. از طرفی افزایش شدید قیمت مسکن و بروز شوک‌های ادواری قیمت مسکن که آثار آن در کشورهای مختلف، به‌ویژه در ایران بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی همچون تورم انتقال می‌یابد، به موضوعی پیچیده و فراتر از مسائل درون‌بخشی تبدیل شده است (قلی زاده، ۱۴۰۱).

با توجه به اهمیت بازار مسکن، مطالعات گسترده‌ای به ارزیابی عناصر مؤثر بر نوسانات بازار مسکن پرداخته‌اند. با این حال، در میان دیدگاه‌های موجود در مورد عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن، اختلاف نظر وجود دارد. به‌طور کلی فرض بر این است که قیمت مسکن متأثر از عناصر متعددی است که شناخت آن‌ها می‌تواند در پیش‌بینی قیمت مسکن در آینده مفید باشد (دل جیودیسه و همکاران، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، می‌توان عناصر مؤثر بر قیمت مسکن را به عناصر درون‌بخشی به‌عنوان عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن در یک بازار مسکن خاص، و عناصر برون‌بخشی همچون نوسانات کلان اقتصادی مانند سیاست‌های پولی یا تورم تقسیم کرد (جوسوی، ۲۰۱۱).

از طرفی در حوزه سرمایه‌گذاری که مورد بحث مقاله حاضر است، تئوری مالی رفتاری به بررسی مسائل روانشناختی و جامعه‌شناختی مؤثر بر فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری افراد و نهادها می‌پردازد و اظهار می‌کند که عوامل مالی رفتاری مانند خوش‌بینی بیش از حد، ترس، عدم شناخت و احساسات بر استراتژی‌های سرمایه‌گذاری و فرآیند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران تأثیر می‌گذارند (ستار و همکاران، ۲۰۲۰).

امروزه ابعاد مختلف ناهمگونی مسکن مورد توجه ویژه پژوهشگران واقع شده است. مهم‌ترین عنصر ناهمگونی مسکن مجموعه‌ای از تفاوت‌ها است که ساختار آن ناشی از عوامل مربوط به مساحت زمین و ساختمان و کیفیت ساخت، ارزش مکانی، عوامل فرهنگی و اجتماعی، کمیت و کیفیت خدمات شهری واحد مسکونی است. ضمناً منشأ این تفاوت‌ها یک امر عینی است که در چهارچوب تحقیق جنبه مهمی به حساب می‌آید، اما در تصمیم‌گیری مدیریتی اغلب نادیده گرفته می‌شود. در محیط علمی نیز ابعاد اجتماعی، فنی و اقتصادی پرتعدادترین بوده و به‌ندرت نقش ویژگی‌های رفتاری سرمایه‌گذاران در قیمت مسکن مورد توجه قرار گرفته است. لذا با تمرکز بر جنبه‌های تئوری اقتصاد رفتاری، آنچه در مطالعه حاضر بدان پرداخته می‌شود، تحلیل ناهمگونی رفتار سرمایه‌گذاران مسکن

در کنار عوامل درون‌بخشی و برون‌بخشی مؤثر بر قیمت مسکن و آثار آن بر تورم در ایران طی دوره زمانی فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل اول سال ۱۳۹۹ می‌باشد. با توجه به ارتباط مستقیم و ثابت بین قیمت و اجاره مسکن، اثرات قیمت بر اجاره و مالا^۱ تورم، یکی از عوامل مهم تعیین کننده تورم به‌شمار می‌رود. مقاله حاضر شامل ۵ بخش است. پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری شامل اثر عوامل رفتاری و غیررفتاری (درون‌بخشی و برون‌بخشی) بر قیمت مسکن و اثر قیمت مسکن بر تورم ارائه می‌گردد. در بخش سوم مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع مقاله حاضر گزارش خواهد شد. بخش چهارم به تبیین الگو و ارائه نتایج حاصل از برآوردها و آزمون‌های آماری اختصاص دارد. در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. پیشینه پژوهش

حسن‌گودرزی و آرمان مهر (۱۳۹۷) با بهره‌گیری از مدل‌های علی - حلقوی و حالت - جریان و با استفاده از روش سیستم دینامیک به تحلیل بازار و پیش‌بینی قیمت مسکن تا سال ۱۴۰۵ در تهران پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده، حاکی از آن است که با افزایش قیمت زمین، قیمت مسکن به‌صورت نمایی افزایش می‌یابد. از دیگر نتایج پژوهش تبعیت قیمت مسکن از تقاضای سرمایه‌ای است، به‌طوری‌که با افزایش تقاضای سرمایه‌ای، قیمت مسکن به‌صورت نمایی افزایش می‌یابد. کی‌فرخی و فرهمند (۱۳۹۵) با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM)^۱ و رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)^۲ به تحلیل تأثیر عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر اصفهان پرداختند. آن‌ها به این منظور از متغیرهای شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، درآمد سرانه خانوار، قیمت زمین، تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده و نرخ سود تسهیلات در بخش مسکن استفاده نمودند. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر تأثیرپذیری بالای قیمت مسکن از قیمت زمین و شاخص خدمات ساختمانی است. علاوه بر این ضریب الگوی تصحیح خطا بیانگر سرعت کند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد.

عبد کلاهچی و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از روش تحلیل رگرسیون گام به گام^۳، به تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن محله فاطمی تهران پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که از میان متغیرهای تراکم ساختمانی، دسترسی به معابر اصلی، فرسودگی، قیمت سرقفلی تجاری و مساحت زمین، تنها دو متغیر قیمت سرقفلی تجاری و دسترسی به معابر اصلی بر قیمت مسکن در محله مورد نظر تأثیر مثبت داشته‌اند.

خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) و روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)^۴ و با استفاده از داده‌های آماری نامتوازن برای دوره زمانی (۱۳۷۰-

-
1. Erroe Correction Model
 2. Auto Regressive Distrintion Lags
 3. Stepwise
 4. Dynamic Ordinary Least Squares

۱۳۸۹) به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری ۳۰ استان ایران پرداختند. نتایج حاکی از تأثیر مثبت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی و قیمت زمین و تأثیر منفی هزینه مالکیت بر قیمت حقیقی مسکن در بلندمدت می باشد. از دیگر نتایج این پژوهش تأثیر مثبت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت باوقفه مسکن و تأثیر منفی هزینه مالکیت بر قیمت حقیقی مسکن در کوتاه مدت بوده است.

قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۹) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)^۱ و با در نظر گرفتن دوره زمانی (۱۳۷۳:۱-۱۳۸۷:۲) به تحلیل ارتباط بلندمدت بازار مسکن و تورم در ایران پرداخته اند. نتایج این مطالعه گویای تأثیر مثبت و معنی دار تورم بر اجاره واقعی مسکونی می باشد. از دیگر نتایج این پژوهش تأثیر بیشتر تورم انتظاری بر اجاره مسکن در مقایسه با تورم غیرانتظاری است. علاوه بر این نتیجه آزمون های هم انباشتگی جوهانسون^۲ و گرنجر^۳ مؤید ارتباط بلندمدت میان متغیرهای نام برده و نتیجه آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود علیت یک طرفه از سوی انتظارات تورمی به اجاره واقعی مسکن می باشد.

کیو و همکاران^۴ (۲۰۲۲) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، و رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR)^۵ به بررسی تأثیر معیارهای عینی و ذهنی محیط خیابان بر قیمت مسکن در شهر شانگهای چین پرداخته اند. نتایج نشان می دهد که به طور کلی شاخص های دید عینی مانند تعداد درختان و فاصله تا پارک ها در مقایسه با شاخص های ذهنی، واریانس های قیمتی بیشتری را توضیح می دهند.

کورکماز^۶ (۲۰۲۰) با استفاده از آزمون علیتی کونیا تابلویی^۷ و با در نظر گرفتن دوره زمانی (۲۰۱۰:۱-۲۰۱۹:۱) به بررسی رابطه میان قیمت مسکن و نرخ تورم در ۲۶ منطقه ترکیه پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می دهد شاخص قیمت مسکن علت فشار تورمی و افزایش نرخ تورم در بسیاری از مناطق ترکیه می باشد.

کمال و همکاران^۸ (۲۰۱۶) در مطالعه ای به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن از دیدگاه توسعه دهندگان در مالزی پرداخته اند. نتایج نشان داد که مکان، عوامل اقتصادی کلان، زمین و عوامل صنعت از مهم ترین عوامل مؤثر بر قیمت مسکن هستند، به طوری که به درک چگونگی تعیین قیمت مسکن کمک می کنند.

1. Ordinary Least Squares
2. Johansen Cointegration Test
3. Granger causality
4. Qiu, et al. (2022)
5. Geographically Weighted Regression
6. Korkmaz (2020)
7. Panel Konya causality test
8. Kamal, et al. (2016)

وانگ و ژانگ^۱ (۲۰۱۴) اهمیت تغییر در جمعیت شهری، درآمد، دستمزد، عرضه زمین شهری و هزینه ساخت‌وساز در توضیح افزایش قیمت مسکن در منتخبی از شهرهای چین بین سال‌های (۲۰۰۲-۲۰۰۸) را بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در بیشتر شهرهای مورد مطالعه، تغییرات درآمد، تأمین زمین و هزینه‌های ساخت بخش عمده‌ای از تغییرات واقعی قیمت مسکن را توضیح می‌دهد.

آهرن و همکاران^۲ (۲۰۰۵) با استفاده از روش داده‌های تابویی^۳ و با در نظر گرفتن دوره زمانی (۱۹۷۰-۱۹۸۵) به بررسی ارتباط تغییرات شدید قیمت واقعی مسکن و سیاست‌های پولی در هجده کشور صنعتی بزرگ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که دنبال افزایش قیمت مسکن قبل از اعمال سیاست پولی انبساطی، تورم افزایش می‌یابد که در نهایت باعث می‌شود تا قبل از اوج گرفتن قیمت مسکن، سیاست پولی انقباضی اتخاذ گردد.

۳. مبانی نظری

۳-۱. عوامل رفتاری مؤثر بر قیمت مسکن

براساس نظریه‌های سنتی علم اقتصاد انسان موجود عقلانی است و افراد دارای عملکردی کاملاً منطقی هستند و تمام اطلاعات مهم برای تصمیم‌گیری بهینه را در اختیار دارند و از توانایی شناسایی و مقایسه همه گزینه‌ها به همراه هزینه‌ها و منافع آنها برخوردارند (فرانیسویچ^۴، ۱۹۹۵). علاوه بر آن، هر شخص، مانند سایر افراد، اطلاعات را بر اساس عقل و منطق پردازش می‌کند و احساسات و عوامل روانی تأثیری بر تصمیمات آنها ندارد و زمانی که بازار تحت تأثیر اطلاعات جدیدی قرار می‌گیرد، انتظارات خود را نیز تطبیق داده و به‌روز می‌کنند (کاپور^۵، ۲۰۱۴).

اقتصاد رفتاری در مقابل اقتصاد سنتی، تأثیر روانشناسی و احساسات افراد را بر فرآیند تصمیم‌گیری نشان می‌دهد. به بیان مولایناتهان و تالر^۶ (۲۰۰۰) «اقتصاد رفتاری ترکیبی از نظریه‌های علم اقتصاد و مبانی روانشناسی است که به بررسی آنچه در بازارها اتفاق می‌افتد می‌پردازد که در آن برخی از عوامل محدودیت‌ها و تعهدات انسانی را نشان می‌دهند. علاوه بر این، سعی می‌شود دلیل و چگونگی اشتباه نیروهای بازار که بر قیمت بازار و مکانیسم تخصیص منابع تأثیر می‌گذارد و کامل بودن بازار توضیح داده شود». برخلاف نظریه اقتصادی سنتی و «استاندارد»، هسته اصلی روش‌شناسی این زمینه از اقتصاد غیرمنطقی بودن واحدهای اقتصادی است. طبق نظر اسچینکاس^۷ (۲۰۱۱) سه

-
1. Wang & Zhang (2014)
 2. Ahearne, et al. (2005)
 3. Panel Data
 4. Franičević (1995)
 5. Kapor (2014)
 6. Thaler & Mullainathan (2000)
 7. Schinckus (2011)

موضوع اصلی در اقتصاد رفتاری بررسی شده است: مفروضات روانشناختی^۱، وابستگی به چهارچوب^۲ و فرضیه ناکارآمدی^۳ که بر فرآیند تصمیم‌گیری افراد تأثیر می‌گذارد. شرکت‌کنندگان در بازار واقعیت مالی را ساده فرض می‌کنند که این امر بر تصمیم‌گیری آن‌ها تأثیر می‌گذارد. خانوار اغلب از قوانین تجربی و تجربیات گذشته برای تصمیم‌گیری استفاده می‌کنند که همیشه مطلوب نیست، اما در برخی مواقع می‌تواند گزینه مناسبی باشد. این تکنیک‌ها به عنوان اکتشافی نیز شناخته می‌شوند. وابستگی به چهارچوب، پدیده‌هایی را توصیف می‌کند که واکنش‌های خانوار به فرمول‌بندی (چهارچوب) مسئله وابسته است. درحالی‌که نظریه اقتصاد سنتی فرض می‌کند که چهارچوب‌ها شفاف هستند و افراد عقلانی می‌توانند بین دو سناریوی مختلف تمایز قائل شوند. چهارچوب‌هایی که یک مشکل را توصیف می‌کنند درواقع غیرشفاف هستند و به همین دلیل، افراد با توجه به چهارچوب مورد استفاده، تصمیم‌گیری می‌کنند. سرانجام، در نتیجه دو فرضیه اول، فرضیه ناکارآمدی فرض می‌کند که قیمت‌ها تمام اطلاعات لازم را منعکس نمی‌کنند (شفرین^۴، ۲۰۰۰). در جدول (۱) اختلاف بین دو نظریه سنتی و رفتاری را به‌طور خلاصه درج شده است.

جدول ۱: اختلاف بین اقتصاد سنتی و اقتصاد رفتاری

نظریه اقتصادی سنتی	نظریه اقتصادی رفتاری
خانوار در تصمیم‌گیری منطقی هستند و از احساسات پیروی نمی‌کنند	خانوار غیرمنطقی هستند و احساسات آنها در تصمیم‌گیری‌ها مؤثر است
افراد داده‌ها را با دقت پردازش می‌کنند	خانوار برای پردازش داده‌ها از قانون کلی استفاده می‌کنند
چهارچوب‌بندی بر تصمیمات تأثیر نمی‌گذارد	چهارچوب‌بندی بر درک موقعیت‌ها و تصمیم‌گیری تأثیر می‌گذارد
بازارها کارآمد هستند و قیمت‌ها نشان‌دهنده ارزش واقعی یک شرکت، املاک، دارایی‌ها و غیره است	کامل نبودن افراد (اکتشاف) باعث ناکارآمدی بازار می‌شود که قیمت‌ها را گاهی با ارزش واقعی دارایی نامتناسب می‌کند

در دیدگاه رفتاری، علت تغییرات ناهمگون و نوسانات بیش از حد در بازار، ناهمگونی رفتار سرمایه‌گذاران است. دو ناهنجاری رفتاری که در بین سرمایه‌گذاران در بازارهای دارایی یافت می‌شود، شامل رفتار توده‌وار و خوش‌بینی بیش از حد است. زمانی که افراد با استفاده از اصل «دیگران بهتر می‌دانند» قضاوت خود را با رفتار دیگران تطبیق می‌دهند، به اصطلاح رفتار توده‌وار شکل می‌گیرد که در توضیح حباب‌های قیمتی و شکست بازار نقش دارد. دلیل این رفتار فشار اجتماعی است و افراد تمایل دارند تا مورد پذیرش دیگران قرار بگیرند، بنابراین از آن‌ها پیروی می‌کنند. حتی زمانی که

1. Psychological assumptions
2. Frame Dependence
3. Ineffectiveness Hypothesis
4. Shefrin (2000)

فردی متقاعد نشده که ایده خاصی منطقی است، در بیشتر موارد همچنان ترجیح می‌دهد پیرو گروهی باشد که به قضاوت آن‌ها بیش از تصمیم خود اعتقاد دارد. در مدل تیپوت ۱ خانوارها انتخاب مکان را از طریق «رای دادن با پا» انجام می‌دهند لذا الگوی رفتاری رفتار توده‌وار، عامل مهم در تعیین ارزش مکانی و مؤلفه مهم در شکل‌گیری الگوی فضایی تغییرات قیمت به‌شمار می‌رود. در بازارهای سرمایه، رفتار توده‌وار به صورت پیروی افراد دارای اطلاعات محدودی از افرادی که به‌نظر می‌رسد اطلاعات یا دانش بیشتری دارند تحقق می‌یابد. سینها^۲ (۲۰۱۵) معتقد است که دلیل اصلی پیروی سرمایه‌گذاران از رفتار دیگران پایین بودن اعتماد به نفس آن‌هاست، زیرا این تصور را ایجاد می‌کند که اطلاعات خود فرد کیفیت پایینی دارد و سایر سرمایه‌گذاران اطلاعات با کیفیت بالاتری دارند و بنابراین ارزش کمتری برای نظرات خود و ارزش بیشتری برای نظرات دیگران قائل هستند. از طرفی این اعتقاد وجود دارد که رفتار توده‌وار، نوعی تأثیر اجتماعی در انسان است که در آن، افراد تمایل دارند تا خصیصه‌های مشترک با اطرافیان خود بیابند و زمانی که تصمیماتشان با همراهانشان مطابقت دارد، احساس بهتری نسبت به خود دارند (اندرسون و همکاران^۳، ۲۰۱۴). مطالعات ونزیا و همکاران^۴ (۲۰۱۱) نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران حرفه‌ای که آموزش مالی دیده‌اند تمایل کمتری به بروز رفتار توده‌وار دارند. با وجود این، گرایش به رفتار توده‌وار در میان متخصصان نیز تا حدودی وجود دارد، زیرا دانش رایج، مدهای فعلی خرید دارایی یا سبک‌های رایج سرمایه‌گذاری به‌طور اجتناب‌ناپذیری منجر به بروز این‌گونه رفتارها از سوی سرمایه‌گذاران حرفه‌ای نیز می‌شود. اقتصاددانان بر این باورند که رفتار توده‌وار با بی‌ثبات کردن قیمت‌ها و ایجاد دوره‌های حباب‌مانند، تأثیر نامطلوبی بر بازار دارد. اگر بسیاری از سرمایه‌گذاران تصمیماتی مشابه یکدیگر بگیرند، و اگر گروه سرمایه‌گذاران، نظر خود را در مورد یک سهم خاص یا اعتماد آن‌ها به بازار به‌عنوان یک کل تغییر دهد، می‌تواند یک تغییر ناگهانی و بی‌ثبات در قیمت‌ها ایجاد کند. از طرفی رفتار گروه سرمایه‌گذاران به‌طور مثبت و قابل توجهی با سطح نوسانات در بازار سهام همبستگی دارد که مشکل بزرگ‌تری ایجاد می‌کند. سرمایه‌گذاران اغلب اقدامات دیگران را در طول زمان تقلید می‌کنند. بحران و عدم قطعیت، یک چرخه بی‌پایان ایجاد می‌کند که در آن رفتار توده‌وار و نوسانات بازار به‌طور هم‌زمان با وحشت سرمایه‌گذاران تشدید می‌شوند.

خوش‌بینی بیش از حد نوع دیگری از رفتار سرمایه‌گذاران است که می‌توان آن را تمایل فرد برای بیش از حد در نظر گرفتن احتمال نتایج مثبت و دست‌کم گرفتن نتایج منفی در مقایسه با دیگران تعریف کرد (هیرشلیفر^۵، ۲۰۱۵). در بازار املاک و مستغلات، خوش‌بینی بیش از حد در خریداران، سازندگان املاک و مستغلات، بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی و نهادها و سازمان‌های سرمایه‌گذار در بخش مسکن وجود دارند. آنها تمایل دارند که نسبت به آینده خوش‌بین باشند. آنها بر این باورند که

1. Charles Tiebout (1956)
2. Sinha (2015)
3. Andersson, et al. (2014)
4. Venezia (2011)
5. Hirshleifer (2015)

ظرفیت زیادی برای رشد قیمت مسکن در آینده وجود خواهد داشت، به طوری که آنها به صف انبوه خریداران مسکن می پیوندند که حجم معاملات و نوسان بازار را افزایش می دهند. در همان زمان، پیش بینی و آینده نگری سازندگان املاک و مستغلات در مورد آینده باعث می شود که زمین های زیادی را به کاربری مسکونی تغییر دهند و بانک ها نیز با سرمایه گذاری بیش از حد متعارف در بخش مسکن و تخصیص منابع قابل توجه به بخش مسکن و وام مسکن ریسک عملیاتی و ریسک نقدینگی خود را به شدت افزایش می دهند و به تشدید نوسان قیمت بازار املاک و مستغلات کمک می کنند.

مطالعه خوش بینی بیش از حد در تصمیم گیری و عملکرد بازار سرمایه گذاری سرمایه گذاران، حایز اهمیت فراوان است. در فرآیند تصمیم گیری، سرمایه گذاران با اعتماد به نفس زیاد، موفقیت تجارب گذشته خود را به جای شانس، به توانایی برتر خود نسبت می دهند و بنابراین، آنها به رفتار غیر منطقی در مبادلات و توسعه سرمایه گذاری در مسکن ادامه می دهند (استاتمن و همکاران، ۲۰۰۶). چنین رفتاری می تواند سود و مطلوبیت سرمایه گذاری کلان را در اقتصاد ملی کاهش دهد. از نظر عملکرد بازار، خوش بینی بیش از حد می تواند عمق و نوسانات بازار را افزایش دهد، مبادله بیش از حد و حباب های سوداگرانه ایجاد کند (گریفین و همکاران، ۲۰۰۷). بنابراین، خوش بینی بیش از حد نقش مهمی در تصمیمات سرمایه گذاری دارد.

تأثیر خوش بینی بیش از حد بر حجم معاملات و قیمت دارایی، به صورت تجربی در بسیاری از کشورها مورد بررسی و مطالعه تجربی قرار گرفته است. این مطالعات به طور معمول از بازده بالا در بازار به عنوان سنجش خوش بینی بیش از حد (چراکه بازده بالا در بازار منجر به اعتماد بیش از حد سرمایه گذار می شود) و از گردش مالی در بازار به عنوان مقیاس حجم معاملات، استفاده می کنند. استاتمن و همکاران (۲۰۰۶) حجم فعلی معاملات را به بازده گذشته مرتبط می دانند به گونه ای که ماه های پس از بازده بالا تمایل برای گردش مالی در بازار به طور قابل توجهی افزایش پیدا می کند. همچنین، خوش بینی بیش از حد می تواند منجر به اختلاف نظر در مبانی نظری دارایی شود و حباب های سوداگری همراه با حجم معاملات و نوسانات بالا ایجاد کند. لذا با توجه به مطالب مطرح شده می توان نتیجه گرفت که خوش بینی بیش از حد سرمایه گذار نقش مهمی در تصمیمات سرمایه گذاری و در پی آن بر قیمت دارایی دارد.

۳-۲. عوامل درون بخشی و برون بخشی مؤثر بر قیمت مسکن

عوامل مؤثر بر قیمت مسکن را می توان به دو گروه درون بخشی و برون بخشی تقسیم کرد. عوامل درون بخشی دربرگیرنده عواملی است که عمدتاً بر هزینه تمام شده ساخت واحد مسکونی اثر می گذارند. قیمت زمین، تکنولوژی ساخت، برنامه ها و سیاست های شهرسازی، دستمزد نیروی کار، هزینه مصالح ساختمانی، عوارض و مالیات های اعمال شده بر بخش مسکن از جمله عوامل درون بخشی هستند. از قیمت زمین قابل سکونت، به عنوان اصلی ترین عامل تعیین قیمت مسکن یاد می شود، به طوری که

هرچه این نهاده محدودتر باشد، قیمت آن و در نتیجه قیمت مسکن افزایش می‌یابد. پس از زمین، مصالح ساختمانی و دستمزد نیروی کار، مهم‌ترین عوامل درون‌بخشی به حساب می‌آیند. قیمت مصالح ساختمانی به‌عنوان یکی از کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز و قیمت حامل‌های انرژی بر بازار مسکن محسوب می‌شود، به‌طوری‌که با افزایش نرخ ارز و قیمت حامل‌های انرژی، هزینه تولید و حمل‌ونقل مصالح ساختمانی و هزینه‌های ساخت‌وساز در بخش مسکن نیز افزایش می‌یابد. افزایش دستمزد کارگران ساختمانی نیز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل درون‌بخشی منجر به افزایش هزینه تمام‌شده ساختمان می‌شود و از طرف عرضه، قیمت ساخت‌وساز را بالا می‌برد. از آن‌جایی‌که هزینه‌های ساخت‌وساز معمولاً از تسهیلات بانکی (خصوصی و دولتی) و مؤسسات اعتباری غیربانکی تأمین مالی می‌شود، هرچه نرخ سود تسهیلات دریافت‌شده توسط سازندگان بیشتر باشد، قیمت تمام‌شده مسکن از سمت عرضه افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، هرچقدر عرضه تسهیلات بانکی برای متقاضیان بیشتر باشد، سمت تقاضای مسکن را تحریک کرده و افراد بیشتری توان مالی برای دریافت تسهیلات و خرید مسکن خواهند داشت (اسماعیلی، ۱۳۹۹).

عوامل برون‌بخشی که عمدتاً بر جذابیت بازار و قدرت خرید متقاضیان تأثیرگذار هستند، در مقایسه با عوامل درون‌بخشی ابعاد وسیع‌تری دارند و شامل متغیرهای اقتصاد کلان از جمله درآمدهای نفتی، نرخ سود سپرده‌های بانکی، سیاست‌های دولت در بخش مسکن، نقدینگی، تورم و عوامل جمعیت‌شناختی می‌شوند. در کشورهای نفت‌خیز، نوسانات بودجه‌ای حاصل از شوک صادرات نفت به‌طور محسوسی بر روی بازار مسکن تأثیر می‌گذارد. شدت این اثرگذاری به عواملی همچون میزان وابستگی دولت به نفت، تغییرات قیمت جهانی نفت، تغییرات نرخ واقعی ارز، میزان توسعه‌یافتگی بازارهای مالی و الگوهای مصرفی خانوار بستگی دارد. سیاست‌های پولی از دیگر عوامل برون‌بخشی تأثیرگذار بر بازار مسکن است، به‌طوری‌که در صورت وجود شکاف بین نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد مسکن، احتمال افزایش قیمت مسکن، افزایش تمایل به ساخت‌وساز، افزایش عرضه مسکن و در نهایت کاهش قیمت مسکن وجود دارد. عوامل جمعیتی نیز با تأثیر بر تقاضای مصرفی مسکن، نقش مهمی در تعیین تقاضای مسکن در بلندمدت و در نتیجه قیمت مسکن دارند (اسماعیلی، ۱۳۹۹). میزان بازدهی در بازارهایی همچون بازار ارز، بازار بورس، بازار طلا و بانک به‌عنوان بازارهای موازی با بازار مسکن نیز بر تقاضای مسکن تأثیرگذار است. در این بین چنانچه بازدهی سایر دارایی‌ها و دیگر اشکال نگهداری ثروت پایین (بالا) باشد، تقاضا برای مسکن افزایش (کاهش) می‌یابد (مرکز تحقیقات و بررسی‌های اقتصادی اتاق ایران، ۱۳۹۷). زمانی که بازار مسکن با شکست مواجه شود، زمینه دخالت دولت از طریق اعمال سیاست‌های مرتبط با مسکن در این بازار فراهم می‌شود، بنابراین، سرمایه‌گذاری دولت، استفاده از ابزارهای مالیاتی و اعطای یارانه به‌عنوان وجهی دیگر از عوامل برون‌بخشی، بازار مسکن را متأثر می‌کند (قلی‌زاده، ۱۳۹۶).

۳ - ۳. عوامل مؤثر بر تورم براساس نظریه‌های موجود

تورم یکی از متغیرهای اقتصادی است که بعد کلان آن به وسعت کل اقتصاد است. از این رو، یکی از اساسی‌ترین دغدغه‌های اقتصاددانان چه از بعد نظری و چه از بعد تجربی و سیاستی مسئله تورم است (پورکاظمی و همکاران، ۱۳۹۴). تورم ناشی از وضعیتی است که سطح عمومی قیمت‌ها، به‌طور مداوم و به مرور زمان افزایش می‌یابد (مهرآرا و قبادزاده، ۱۳۹۵). به عقیده پولیون تورم در بلندمدت پدیده‌ای پولی و ناشی از رشد عرضه اسمی پول است، به این مفهوم که هرچقدر نرخ رشد عرضه اسمی پول بیشتر باشد نرخ تورم نیز بالاتر خواهد بود (سلطانی و لشکری، ۱۳۹۰). علاوه بر این، پولیون معتقد هستند مجموعه عوامل غیرپولی مانند فشار تقاضا در شرایط اشتغال کامل، فشار دستمزدها یا سودها، فعالیت احتکارگران، بروز تنگنای گوناگون اقتصادی و موانع ساختاری، زمانی موجب بروز تورم می‌شوند که با تغییرات حجم پول همراه باشند (شاکری، ۱۳۷۹). به عقیده پیروان نظریات کینز، تورم در نتیجه فزونی تقاضای کل نسبت به عرضه کل در شرایط اشتغال کامل ایجاد می‌شود. در چنین شرایطی از یک سو عواملی همچون افزایش مخارج مصرف‌کننده، افزایش مخارج سرمایه‌گذاری، افزایش صادرات و کاهش واردات به‌عنوان عوامل بخش واقعی و از سوی دیگر سیاست‌های پولی انبساطی نیز به‌عنوان عوامل بخش پولی باعث افزایش تقاضای کل می‌شوند (پورکاظمی و همکاران، ۱۳۹۴). براساس نظریه فشار هزینه، یکی دیگر از ریشه‌های تورم، افزایش هزینه‌های تولید و قیمت نهاده‌های تولید است. این نظریه، پدیده تورم رکودی را معلول افزایش هزینه‌های تولید و انتقال منحنی عرضه کل می‌داند و معتقد است وقوع شوک‌های برون‌زا و تغییر در سطح تکنولوژی و بهره‌وری در کنار اثرگذاری عوامل سیاسی و اجتماعی بر دستمزدها، هزینه تولید کالا و در نتیجه قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. در این بین، ساختارگرایان معتقد هستند تورم فرآیندی دوگانه است، به‌طوری‌که یک بعد آن پولی است و بعد دیگر آن با تضادهای اجتماعی مربوط به ارزش نهاده‌ها در ارتباط است و بی‌حرکی منابع، تقسیم شدن بازار، نبود تعادل میان عرضه و تقاضای بخش و نبود قابلیت رشد فراوان در اقتصاد، به‌عنوان عوامل ساختاری تورم در نظر گرفته می‌شوند. زیرا چنانچه اقتصاد رشد لازم را نداشته نباشد، مستعد گسترش تنگناها و محدودیت‌هایی از جمله محدودیت نرخ ارز، انعطاف‌ناپذیری در مالیات و مخارج دولت، ناتوانی در افزایش پس‌اندازهای داخلی، محدودیت عرضه انرژی و امکانات حمل‌ونقل، محدود بودن اعتبارات و کمبود عرضه نهاده‌های واسطه‌ای می‌شود (شاکری، ۱۳۷۹).

۳ - ۴. ارتباط قیمت مسکن با تورم

تغییرات قیمت مسکن از طریق کانال مصرف و سرمایه‌گذاری خانوار می‌تواند بر تورم تأثیرگذار باشد. از آنجایی که مسکن بخشی از ثروت خانوار محسوب می‌شود، تغییرات در قیمت آن باعث تغییر در میزان مصرف و در نتیجه تقاضای خانوار خواهد شد. به‌عنوان مثال، افزایش قیمت مسکن، می‌تواند با

ایجاد احساس افزایش ثروت در میان خانوار، مصرف آنان و در نتیجه تقاضا در جامعه را افزایش دهد. در این حالت چنانچه وجود محدودیت‌ها و تنگناهای اقتصادی مانع از افزایش متناسب عرضه شود، فشار تقاضای ایجادشده، باعث افزایش فشارهای تورمی و در نتیجه افزایش قیمت‌ها خواهد شد. همچنین با افزایش قیمت مسکن، بخش خصوصی در انتظار تورم بالاتر خواهد بود. افزایش در انتظارات تورمی با ایجاد احساس افزایش قیمت مسکن در آینده، از یک سو باعث ایجاد تأخیر در فروش مسکن از سوی تولیدکننده مسکن و افزایش سرعت خرید و تقاضا توسط مصرف‌کننده مسکن می‌شود، زیرا تولیدکننده خواهان آن است تا با تعویق فروش، در دوره اوج‌گیری قیمت مسکن، سود بیشتری کسب کند. همچنین مصرف‌کننده به دنبال آن است تا برای جلوگیری از زیان ناشی از افزایش قیمت، خرید خود را هرچه سریع‌تر انجام دهد. از دیگر پیامدهای افزایش قیمت مسکن، افزایش ارزش وثیقه‌ای است که در نهایت، باعث افزایش وام و اعتبارات و در نتیجه کاهش نرخ بهره می‌شود (دماری، ۲۰۰۹؛ قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۸۹). مهم‌تر از این‌ها، ارتباط خطی و ثابت بین قیمت و اجاره مسکن موجب می‌شود یکی از اجزاء مهم تعیین‌کننده شاخص قیمت مصرف‌کننده (اجاره) افزایش یابد و تشدید تورم را به دنبال داشته باشد. افزایش قیمت مسکن موجب افزایش ارزش وثیقه‌ای مسکن می‌شود و علاوه بر آن موجب افزایش ثروت خانوارها می‌شود که هر دو مورد تشدید تورم را به دنبال دارد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

الگوی بررسی اثرات ناهمگون رفتار سرمایه‌گذاران بازار مسکن بر قیمت مسکن و تورم در این مقاله به این گونه است که هدف اصلی ارزیابی اثرات رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بازار مسکن بر قیمت مسکن و نیز اثرات رفتار ناهمگون سرمایه‌گذاران بازار مسکن از طریق قیمت مسکن بر تورم است. بدین ترتیب معادله زیر برای قیمت مسکن در نظر گرفته می‌شود:

$$POH = f_1(A_1, A_2, A_3) \quad (1)$$

در معادله (۱) POH بیانگر قیمت مسکن است. مطابق با مبانی نظری، براساس اقتصاد مالی سنتی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن به دو دسته عوامل درون‌بخشی و عوامل برون‌بخشی تقسیم می‌شود. مبانی اقتصاد رفتاری، رفتارهای هیجانی و واکنش‌های سرمایه‌گذاران نسبت به تصمیمات سایر سرمایه‌گذاران را نیز بر قیمت مسکن مؤثر می‌داند. بدین ترتیب A_1 به عنوان بردار عوامل درون‌بخشی مؤثر بر قیمت مسکن، A_2 برداری از عوامل برون‌بخشی مؤثر بر قیمت مسکن و A_3 بردار متغیرهای رفتاری سرمایه‌گذاران در بخش مسکن می‌باشد.

خوش‌بینی بیش از حد و رفتار توده‌وار به عنوان دو متغیر رفتاری سرمایه‌گذاران در بخش مسکن در نظر گرفته می‌شود و به پیروی از مانخ-یولزی و همکاران^۲ (۲۰۱۸) به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$HBH_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t - e_m| \quad (2)$$

$$OCH_t = \frac{Q_t}{S_t} \quad (3)$$

در رابطه (۲)، HBH_t بیانگر رفتار توده وار سرمایه گذاران در بخش مسکن، e_t نشان دهنده بازده مسکن در زمان t و e_m نیز بیانگر متوسط بازده بازار مسکن می باشد. در رابطه (۳)، OCH_t بیانگر خوش بینی بیش از حد و Q_t نشان دهنده تعداد پروانه های ساختمانی صادر شده است که داده های آن از سایت بانک مرکزی ایران جمع آوری شده است. S_t بیانگر میزان سرمایه گذاری در واحد مسکونی شروع شده، که داده های آن از سایت وزارت راه و شهرسازی جمع آوری شده است.

در این مقاله به پیروی از الگوی ساوا (۲۰۱۸) معادله قیمت مسکن به صورت زیر تدوین می گردد:

$$\ln POH_t = \sigma_0 + \sigma_1 \ln EP_t + \sigma_2 \ln NC_t + \sigma_3 \ln LIQ_t + \sigma_4 \ln SP_t + \sigma_5 \ln EXR_t + \sigma_6 \ln POP_t + \sigma_7 \ln TU_t + \sigma_8 \ln SC_t + \sigma_9 \ln GPPG_t + \sigma_{10} \ln INTR_t + \tau_t \quad (4)$$

در رگرسیون (۴)، $\ln$ نماگر لگاریتم، σ_0 بیانگر عرض از مبدا و σ_1 تا σ_{10} ضرایب متغیرهای مستقل و τ_t نشان دهنده اجزای خطای رگرسیون می باشد. POH_t قیمت مسکن است. عوامل درون بخشی مؤثر بر قیمت مسکن شامل EP_t قیمت زمین، NCH_t تعداد واحدهای مسکونی تکمیل شده، POP_t نرخ رشد جمعیت و $GGDPP_t$ نرخ رشد درآمد سرانه است. داده های مربوط به قیمت مسکن و تعداد واحدهای مسکونی تکمیل شده از سایت وزارت راه و شهرسازی و داده های مربوط به نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد درآمد سرانه از سایت بانک جهانی جمع آوری شده اند. عوامل برون بخشی مؤثر بر قیمت مسکن نیز شامل LQ_t نقدینگی (حجم پول)، STP_t قیمت سهام، $EXCR_t$ قیمت ارز و $INTR_t$ نرخ بهره می باشد که داده های آن ها از سایت بانک جهانی جمع آوری شده است. متغیرهای رفتاری سرمایه گذاران بخش مسکن نیز شامل دو متغیر OCH_t خوش بینی بیش از حد و HBH_t رفتار توده وار می باشد.

تورم نیز به عنوان تابعی از قیمت مسکن و سایر عوامل کلان اقتصادی به صورت رابطه زیر در نظر گرفته می شود:

$$INFR = f_2(POH, B) \quad (5)$$

در معادله (۵)، $INFR$ بیانگر نرخ تورم و B برداری از متغیرهای مستقل مؤثر بر تورم است. معادله (۵) به پیروی از مدل کانگ و لیو (۲۰۱۵) به صورت زیر نوشته می شود:

$$INFR_t = \Phi_0 + \Phi_1 \ln PH_t + \Phi_2 \ln EXR_t + \Phi_3 \ln LIQ_t + \Phi_4 \ln INTR_t + \epsilon_t \quad (6)$$

در معادله (۶) $INFR_t$ نرخ تورم، $lnEXR_t$ قیمت دلار، $lnLIQ_t$ نقدینگی و $INTR_t$ نرخ بهره می‌باشند که داده‌های مربوط به آن‌ها از سایت بانک جهانی جمع‌آوری شده است. Φ_0 بیانگر عرض از مبدأ و Φ_1 تا Φ_4 ضرایب متغیرهای مستقل و ϵ_t نشان‌دهنده اجزای خطای رگرسیون می‌باشد.

۵. نتایج

۵ - ۱. نتایج آزمون مانایی

با توجه به استفاده از داده‌های فصلی در این پژوهش برای اطمینان از مانا بودن متغیرهای الگوها، آزمون مانایی فصلی به روش هایلبرگ، انگل، گرنجر، یو (HEGY)^۱، با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۲۱۰ انجام شده و نتایج آن در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش به روش هایلبرگ، انگل، گرنجر، یو (HEGY)

نام متغیر	آماره t	احتمال	نتیجه آزمون	نام متغیر	آماره t	احتمال	نتیجه آزمون
لگاریتم قیمت مسکن	۳۶/۵۰	۰/۰۰۰	مانا	نرخ رشد اقتصادی	۳۲/۱۰	۰/۰۰۰	مانا
لگاریتم واحدهای ساختمانی تکمیل شده	۱۹/۷۰	۰/۰۰۰	مانا	نرخ بهره	۳۱/۰۵	۰/۰۰۰	مانا
لگاریتم خوش‌بینی بیش از حد	۲۰/۲۵۰	۰/۰۰۰	مانا	لگاریتم قیمت ارز	۳۶/۵۱	۰/۰۰۰	مانا
لگاریتم رفتار توده‌وار	۲۵/۵۰	۰/۰۰۰	مانا	لگاریتم نقدینگی	۸/۸۴	۰/۰۰۴	مانا
نرخ رشد جمعیت	۲۹/۱۴	۰/۰۰۰	مانا	لگاریتم قیمت سهام	۲۲/۵۸	۰/۰۰۰	مانا
لگاریتم قیمت زمین	۲۸/۴۳	۰/۰۰۰	مانا				مانا

(منبع: یافته‌های پژوهش، خروجی نرم‌افزار ایویوز ۱۰)

مطابق با نتایج جدول (۲) برای کلیه متغیرها آماره t در سطح مناسبی است و احتمال آماره نیز در سطح ۹۹ درصد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه‌واحد را رد می‌کند. بدین ترتیب همه متغیرها در سطح مانا می‌باشند.

۵ - ۲. نتایج برآورد الگوها

به منظور برآورد معادلات (۴) و (۶) به روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط، ابتدا معادلات موجود در سیستم به صورت جداگانه و به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می شوند. با توجه به اینکه مطابق با جدول (۲) تمامی متغیرهای موجود در معادلات (۴) و (۶) در سطح مانا هستند، استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد معادلات بلامانع است. جدول (۳) نتایج برآورد معادلات مذکور را نشان می دهد.

جدول ۳: نتایج برآورد معادلات (۴) و (۶) به روش OLS

معادله (۶) - متغیر وابسته: نرخ تورم			معادله (۴) - متغیر وابسته: لگاریتم قیمت مسکن		
احتمال	ضریب	نام متغیر	احتمال	ضریب	نام متغیر
۰/۰۰۰	۰/۱۸۷	لگاریتم قیمت مسکن	۰/۰۰۰	۱/۰۶	لگاریتم قیمت زمین
۰/۰۰۵	۰/۹۲۱	لگاریتم قیمت ارز	۰/۰۱۸	-۱/۳۰	لگاریتم تعداد واحدهای ساختمانی تکمیل شده
۰/۰۰۰	۰/۱۷۴	لگاریتم نقدینگی	۰/۰۰۸	۰/۵۴	نرخ رشد جمعیت
۰/۶۴۸	-۰/۰۰۶	نرخ بهره	۰/۶۵۴	-۰/۰۰۴	نرخ بهره
۰/۰۰۰	-۱/۵۲۶	نرخ رشد جمعیت	۰/۱۰۰	۰/۰۹	لگاریتم نقدینگی
۰/۰۰۰	-۰/۱۴۱	نرخ رشد درآمد سرانه	۰/۴۰۲	۰/۱۴	لگاریتم قیمت سهام
-۰/۰۰۲	-۹/۴۸۴	عرض از مبدأ	۰/۴۱۷	-۰/۰۱۶	نرخ رشد درآمد سرانه
۰/۰۱۱	-۰/۰۲۴	روند زمانی	۰/۴۱۰	-۰/۰۰۸	لگاریتم خوش بینی بیش از حد
			۰/۰۰۱	۰/۷۷	لگاریتم رفتار توده وار
			۰/۰۰۰	-۱/۶۳	لگاریتم قیمت ارز
			۰/۰۰۴	۲۲/۴۳	عرض از مبدأ
			۰/۰۰۰	۰/۰۷	روند زمانی
۰/۷۲		ضریب تعیین	۰/۹۵		ضریب تعیین
۰/۷۰		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۴		ضریب تعیین تعدیل شده
احتمال	آماره	آزمون	احتمال	آماره	آزمون
۰/۰۰۰	۷۴/۴۳	آزمون بروش-پاگان برای خودهمبستگی سریالی	۰/۰۰۰	۱۰/۶۲	آزمون بروش-پاگان ۱ برای خودهمبستگی سریالی
۰/۰۵۳	۲/۱۲	آزمون وایت برای ناهمسانی واریانس	۰/۶۲۰	۰/۸۲	آزمون وایت ۲ برای ناهمسانی واریانس

(منبع: یافته های پژوهش، خروجی نرم افزار ایویوز ۱۰)

نتایج آزمون های مربوط به فروض کلاسیک همچون ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی اجزای خطا در جدول (۲) برای معادله (۴) بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس و وجود خودهمبستگی سریالی است. نتایج برای معادله (۶) نیز حاکی از وجود خودهمبستگی سریالی اجزای خطا و همچنین ناهمسانی واریانس در سطح اطمینان ۹۰ درصد است. بدین ترتیب ابتدا باید مشکلات مربوط به

ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی اجزای خطا را برطرف کرد و سپس ضریب همبستگی بین جملات خطای معادلات برآوردشده محاسبه شود.

نتیجه محاسبه ضریب همبستگی بین جملات خطای معادله (۴) با جملات خطای معادله (۶) عددی برابر با ۰/۳۱۹- به دست آمده است. به منظور آزمون وجود همبستگی همزمان در جملات خطای دو معادله (۴) و (۶)، از آماره LM آزمون بروش-پاگان، استفاده می‌شود که دارای توزیع χ^2 بوده و به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$LM = T \sum_{i=2}^M \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 = 74 \times (-0/319)^2 = 7/53 \approx \chi_{2(2-1)}^2 = 3/841 \quad (7)$$

با توجه به بزرگ‌تر بودن مقدار آماره محاسبه‌شده از مقدار بحرانی جدول، فرضیه عدم وجود همبستگی همزمان بین جملات خطای معادلات قیمت مسکن (معادله (۴)) و تورم (معادله (۶)) رد می‌شود. بنابراین بین اجزای خطای معادلات، همبستگی همزمان وجود دارد و می‌توان از روش SURE اقدام به تخمین معادلات نمود.

نتایج حاصل از تخمین معادلات بلوک (۴) و (۶) به روش معادلات به‌ظاهر نامرتبط به‌صورت جدول (۴) است:

جدول ۴: نتایج برآورد معادلات (۴) و (۶) به روش معادلات به‌ظاهر نامرتبط

معادله (۶) - متغیر وابسته: تورم			معادله (۴) - متغیر وابسته: لگاریتم قیمت مسکن		
احتمال	ضریب	نام متغیر	احتمال	ضریب	نام متغیر
۰/۰۰۰	۰/۱۸	لگاریتم قیمت مسکن	۰/۰۰۰۰	۱/۱۹	لگاریتم قیمت زمین
۰/۰۰۳	۰/۹۲	لگاریتم قیمت ارز	۰/۰۰۵۶	-۱/۳۶	لگاریتم تعداد واحدهای ساختمانی تکمیل شده
۰/۰۰۰	۰/۱۷	لگاریتم نقدینگی	۰/۰۰۱۳	۰/۵۹	نرخ رشد جمعیت
۰/۶۲۰	-۰/۰۰۶	نرخ بهره	۰/۵۵۳۳	-۰/۰۰۴	نرخ بهره
۰/۰۰۰	-۱/۵۳	نرخ رشد جمعیت	۰/۰۷۱۸	۰/۰۹	لگاریتم نقدینگی
۰/۰۰۰	-۰/۱۴۱	نرخ رشد درآمد سرانه	۰/۳۲۷۱	۰/۱۴	لگاریتم قیمت سهام
۰/۰۰۰	-۹/۴۷۹	عرض از مبدأ	۰/۴۰۷۹	-۰/۰۱۵	نرخ رشد درآمد سرانه
۰/۰۰۷	-۰/۰۲۴	روند زمانی	۰/۴۷۱۱	-۰/۰۰۷	لگاریتم خوش بینی بیش از حد
			۰/۰۰۰۲	۰/۷۷	لگاریتم رفتار توده‌وار
			۰/۰۰۰۰	-۱/۷۰	لگاریتم قیمت ارز
			۰/۰۰۰۷	۲۳/۴۳	عرض از مبدأ
			۰/۰۰۰۰	۰/۰۶	روند زمانی
۰/۷۲		ضریب تعیین	۰/۹۵		ضریب تعیین
۰/۷۰		ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۴		ضریب تعیین تعدیل شده
		۰/۱۴	$\frac{\partial INFR_t / \partial HBBH_t}{\partial INFR_t} \times \frac{\partial POH_t}{\partial HBBH_t}$		اثر نهایی متغیر رفتاری رفتار توده وار بر تورم از طریق قیمت مسکن

(منبع: یافته‌های پژوهش)

مطابق با جدول (۴) قیمت زمین، نرخ رشد جمعیت، نقدینگی و رفتار توده وار طی دوره زمانی (۱۳۸۰:۱-۱۳۹۹:۱) اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن در ایران داشته اند. در مقابل تعداد واحدهای مسکونی ساخته شده و نرخ ارز اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن در ایران داشته اند. از طرفی متغیرهای نرخ بهره، نرخ رشد درآمد سرانه و خوش بینی بیش از حد اثر بی معنایی بر قیمت مسکانشته اند.

نتایج جدول (۴) در مورد عوامل مؤثر بر تورم نیز بیانگر آن است که قیمت مسکن و نرخ ارز و نقدینگی بر نرخ تورم در ایران طی دوره زمانی (۱۳۸۰:۱-۱۳۹۹:۱) اثر مثبت و معناداری داشته اند. در مقابل نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد درآمد سرانه بر تورم اثر منفی و معنادار داشته است. از طرفی نرخ بهره اثر منفی اما بی معنایی بر نرخ تورم ایران طی دوره مورد بررسی داشته است.

با توجه به بی معنا بودن اثر خوش بینی بیش از حد بر قیمت مسکن در الگوی SUR، عدم میانجی گری قیمت مسکن در انتقال اثر خوش بینی بیش از حد بر تورم نتیجه گرفته می شود. اما با توجه به معنادار بودن اثر رفتار توده وار بر قیمت مسکن، اثر میانجی گری قیمت مسکن برای انتقال اثر رفتار توده وار بر تورم مورد تأیید است.

۶. نتیجه گیری

در این مقاله برای تحلیل اثرات عوامل رفتاری و غیر رفتاری مؤثر بر قیمت مسکن و تورم در ایران طی دوره زمانی فصل اول سال ۱۳۸۰ تا فصل اول سال ۱۳۹۹ از روش معادلات به ظاهر نامرتب استفاده شد و نتایج زیر حاصل شد:

- یک درصد افزایش در عوامل درون بخشی مؤثر بر قیمت مسکن، شامل قیمت زمین، تعداد واحدهای ساختمانی تکمیل شده، نرخ رشد جمعیت و درآمد سرانه به ترتیب منجر به ۰/۵۹، ۰/۳۶، ۰/۱۹ و ۰/۱۵- درصد تغییر در قیمت مسکن در ایران شده است؛

- یک درصد افزایش در عوامل برون بخشی مؤثر بر قیمت مسکن، شامل قیمت ارز و نقدینگی به ترتیب منجر به ۰/۷۰- و ۰/۰۹ درصد تغییر در قیمت مسکن در ایران شده است؛

- یک درصد افزایش در عامل رفتاری رفتار توده وار منجر به ۰/۷۷ درصد تغییر در قیمت مسکن در ایران شده است؛

- افزایش یک درصدی در قیمت مسکن، قیمت ارز و نقدینگی به ترتیب منجر به ۰/۱۸، ۰/۹۲ و ۰/۱۷ درصد افزایش در نرخ تورم در ایران شده است. از طرفی افزایش یک درصدی نرخ رشد جمعیت و نرخ رشد درآمد سرانه به کاهش ۱/۵۳ و ۰/۱۴۱ درصدی در نرخ تورم منتهی شده است؛

- رفتار سرمایه گذاران بخش مسکن به طور غیر مستقیم و از طریق قیمت مسکن می تواند نرخ تورم را متأثر نماید. با توجه به اثر مثبت رفتار توده وار بر قیمت مسکن و اثر مثبت قیمت مسکن بر نرخ تورم می توان اثر مثبت رفتار توده وار بر نرخ تورم را نتیجه گرفت.

در راستای نتایج بیان شده توصیه‌هایی سیاستی به منظور جلوگیری از افزایش قیمت مسکن و همچنین نرخ تورم به شرح زیر ارائه می‌شود:

- با توجه به اثر مثبت رفتار توده‌وار بر قیمت مسکن و به تبع آن بر نرخ تورم، لازم است اقدامات مقتضی در جهت کنترل و کاهش چنین رفتارهای احساسی و غیرمنطقی سرمایه‌گذاران در بخش مسکن صورت پذیرد. این امر به ویژه در شرایط کنونی اقتصاد ایران که تورم شدید را تجربه می‌کند اهمیت فراوانی دارد، زیرا در چنین شرایطی مردم به رشد آرام سرمایه خود اهمیتی نمی‌دهند و برای تسریع سودآوری با پذیرش ریسک بیشتر، رفتار توده‌وار را در پیش می‌گیرند و از این طریق به شتاب بیشتر تورم نیز کمک می‌کنند. ایجاد آگاهی برای افراد در این مورد که رفتار توده‌وار همیشه به نتایج مطلوب نمی‌انجامد و موفقیت چندباره این رفتار به معنای موفقیت همیشگی نیست و در پیش گرفتن چنین رفتاری در هنگام سرمایه‌گذاری ممکن است به نتایج نامطلوبی نیز منجر شود، می‌تواند از بروز رفتار توده‌ای تاحدودی جلوگیری کند. بدین ترتیب پیشنهاد می‌شود خانوار و دولت امکان آموزش دانش مالی و تحلیل‌های بنیادی را برای افراد در سطوح مختلف متوسطه و آموزش عالی فراهم نمایند تا افراد با تکیه بر اطلاعات و دانش خود به سرمایه‌گذاری اقدام کنند. از آنجا که رسانه‌ها در انتشار اخبار مربوط به پیش‌بینی قیمت مسکن و بازده نقش مؤثری ایفا می‌کنند، لازم است مسئولین رسانه در انتشار اخبار مربوطه، جانب احتیاط را رعایت نمایند تا از دامن زدن به رفتارهای احساسی و توده‌وار سرمایه‌گذاران جلوگیری کنند؛

- از آنجا که عوامل درون‌بخشی قیمت زمین و نرخ رشد جمعیت بر قیمت مسکن اثر مثبت و تعداد واحدهای ساختمانی تکمیل‌شده و درآمد سرانه بر قیمت مسکن اثر منفی داشته‌اند، توصیه می‌شود دولت با در اختیار قرار دادن زمین‌های دولتی بلااستفاده و برطرف کردن موانع برای تکمیل ساختمان‌های نیمه‌کاره‌ای که به دلایل قانونی متوقف شده‌اند به عرضه بیشتر مسکن کمک نموده و موجبات کاهش قیمت آن را فراهم کند. همچنین با ایجاد شرایط کاری، بهداشتی و تحصیلی مناسب برای روستائیان در راستای کاهش مهاجرت از روستاها به شهرها به کنترل تقاضای مسکن و کاهش فشار تقاضا کمک نماید؛

- از آنجا که نقدینگی بر قیمت مسکن و نرخ تورم اثر افزایشی داشته است، لازم است دولت در زمینه کنترل میزان نقدینگی در اقتصاد سیاست‌های پولی مناسب از جمله تغییر نرخ ذخیره قانونی و میزان تسهیلات اعطایی را در پیش بگیرد تا بدین طریق از افزایش قیمت مسکن به‌عنوان کالایی مصرفی و سرمایه‌ای مهم که بر تورم نیز تأثیرگذار است جلوگیری شود.

References

- Ahearne, A. G., Ammer, J., Doyle, B. M., Kole, L. S., & Martin, R. F. (2005). House prices and monetary policy: A cross-country study. *International Finance Discussion Papers*, No. 841.
- Akhundi, N., Sharifi Renani, H., & Sameti, M. (2020). Factors affecting housing prices in the metropolis of Isfahan with emphasis on local tolls. *Urban Economics*, 5(1), 149-168. doi: 10.22108/ue.2022.131795.1198. [In Persian].
- Andersson, M., Hedesström, M., & Gärling, T. (2014). A social-psychological perspective on herding in stock markets. *Journal of Behavioral Finance*, 15(3), 226-234. doi.org/10.1080/15427560.2014.941062
- Center for Economic Research and Investigations of Iran Chamber. (2017). Examining the daily issues of Iran's economy, Economic Vice President of the Chamber of Commerce, Industries, Mines and Agriculture of Iran. [In Persian]
- Del Giudice, V., Manganelli, B., & De Paola, P. (2015). Spline smoothing for estimating hedonic housing price models. In *Computational Science and Its Applications--ICCSA 2015: 15th International Conference, Banff, AB, Canada, June 22-25, 2015, Proceedings, Part III* 15 (pp. 210-219). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-21470-2_15
- Demary, M. (2009). The link between output, inflation, monetary policy and housing price dynamics. *MPRA Paper* No. 15978, posted 30.
- Franičević, V. (1995). Problemi s racionalnim ekonomskim čovjekom: prema institucionalističkoj rekonstrukciji ekonomske teorije. *Revija za sociologiju*, 26(3-4), 151-168.
- Gholizade A A, Noroozonejad M. Dynamics of Housing Prices and Economic Fluctuations in Iran with the Approach of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). *jemr* 2019; 10 (36) :37-74. doi: 10.29252/jemr.9.36.37. [In Persian]
- Gholizadeh A, Ebrahimi M, Kamyab B. Asset Allocation Strategy under Housing Market. *jemr* 2015; 6 (21) :119-151. doi: 10.18869/acadpub.jemr.6.21.119. [In Persian]
- Gholizadeh, A. (2016). Property tax reform proposal (with an emphasis on capital gains), Vice President of Economic Affairs. *Ministry of Economic Affairs and Finance*. [In Persian]
- Gholizadeh, A. A., & Kamyab, B. (2010). A Long-Term Analysis of Housing Markets and Inflation in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 0(18), 51-68. doi: 10.22096/esp.2010.26221. [In Persian]
- Gholizadeh, A. A., & Samadipour, S. (2023). The Effect of Heterogeneous Behavior of Investors of Housing Sector on Inflation from the Housing Price Channel. *Journal of Econometric Modelling*, 8(3), 163-188. Doi: <https://doi.org/10.22075/jem.2023.31008.1853>. [In Persian]
- Gholizadeh, A. A., Khaksar, M., & Manochehri, S. (2022). How to occupy housing in urban areas of Iran. *Economic Policies and Research*, 1(3), 107-129. doi: <https://doi.org/10.34785/J025.2022.016>. [In Persian]

- Gholizadeh, A., & Samadipour, S. (2021). Investigating the relationship between human capital shock, economic growth and housing prices using the panel vector autoregressive model. *Stable Economy Journal*, 2(3), 31-59. doi: 10.22111/SEDJ.2021.40368.1131. [In Persian]
- Gholizadeh, Ali Akbar (2023) Housing price theory in Iran in simple language. (Third edition). Hamedan: Noor Alam Publications. [In Persian]
- Gholizadeh, Ali Akbar. (2022). Housing economics: theories and applications. Hamedan: Noor Alam Publications. [In Persian]
- Griffin, J. M., Nardari, F., & Stulz, R. M. (2007). Do investors trade more when stocks have performed well? Evidence from 46 countries. *The Review of Financial Studies*, 20(3), 905-951. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl019>
- Griffin, J. M., Nardari, F., & Stulz, R. M. (2007). Do investors trade more when stocks have performed well? Evidence from 46 countries. *The Review of Financial Studies*, 20(3), 905-951. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl019>
- Hasan Goodarzi, S., & Armanmehr, M. (2019). Market analysis and forecasting of housing prices in Tehran. *Journal of Iranian Economic Issues*, 5(2), 79-103. [In Persian]
- Hirshleifer, D. (2015). Behavioral finance. *Annual Review of Financial Economics*, 7, 133-159. <https://doi.org/10.1146/annurev-financial-092214-043752>
- Ismaili, M. (2019). Investigating the housing market in Iran, Middle Eastern Bank's economic research management. [In Persian]
- Jowsey, E. (2011). *Real estate economics*. Palgrave Macmillan.
- Kamal, E. M., Hassan, H., & Osmadi, A. (2016). Factors influencing the housing price: developers' perspective. *International Journal of Humanities and Social Sciences*, 10(5), 1676-1682. doi.org/10.5281/zenodo.1124527.
- Kapor, P. (2014). Biheviortalne finansije. *Megatrend revija*, 11(2), 73-94. DOI: 10.5937/MegRev1402073K
- Khalili Araghi S M, Mehrara M, & Azimi S. R. (2012). A Study of House Price Determinants in Iran, Using Panel Data. *Journal of Economic Research and Policies*, 20 (63), 33-50. [In Persian]
- Ki Farakhi, F., & Farhamand, Sh. (2015). Analysis of the effect of factors affecting housing prices (case study: Isfahan city). *The Journal of Urban Economics*, 1(2): 117-130. [In Persian]
- Korkmaz, Ö. (2019). The relationship between housing prices and inflation rate in Turkey: Evidence from panel Konya causality test. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 13(3), 427-452. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-05-2019-0051>
- Kuang, W., & Liu, P. (2015). Inflation and House Prices: Theory and Evidence from 35 Major Cities in China. *International Real Estate Review*, 18(2).
- Manochehri S, Gholizadeh A. The Response of Speculation in the Housing Market to Exogenous Shocks in Iran. *QJER* 2022; 22 (2):7. Doi: 20.1001.1.17356768.1401.22.2.10.7. [In Persian]

- Mehrara M, & Ghobadzadeh R. (2016). The Determinants of Inflation in Iran Based on: Bayesian Model Averaging (BA) and Weighted-Average Least Squares (WALS). *Journal of Planning and Budgeting*. 21(1), 57-82.[In Persian]
- Mullainathan, S., & Thaler, R. H. (2000). Behavioral economics.
- Munkh-Ulzii, B. J., McAleer, M., Moslehpour, M., & Wong, W. K. (2018). Confucius and herding behaviour in the stock markets in China and Taiwan. *Sustainability*, 10(12), 4413. <https://doi.org/10.3390/su10124413>.
- Pourkazemi, M. H., Biravand, A., & Delfan, M. (2016). Designing a Warning System for Hyperinflation for Iran's Economy. *Journal of Economic Research and Policies*. 23(67), 145-166. [In Persian]
- Qiu, W., Zhang, Z., Liu, X., Li, W., Li, X., Xu, X., & Huang, X. (2022). Subjective or objective measures of street environment, which are more effective in explaining housing prices?. *Landscape and Urban Planning*, 221, 104358. <https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2022.104358>.
- Samadipour, S., Gholizadeh, A., & Sepehrdoust, H. (2023). Investigating the Impact of Behavioral Factors on the Iranian Housing Price. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(46), 241-274. Doi:10.22084/AES.2023.27055.3531. [In Persian]
- Sattar, M. A., Toseef, M., & Sattar, M. F. (2020). Behavioral finance biases in investment decision making. *International Journal of Accounting, Finance and Risk Management*, 5(2), 69. doi: 10.11648/j.ijafmr.20200502.11
- Savva, C. S. (2018). Factors affecting housing prices: International evidence. *Cyprus Economic Policy Review*, 12(2), 87-96.
- Schinckus, C. (2011). Archeology of Behavioral Finance. *IUP Journal of Behavioral Finance*, 8(2).
- Shakri, A. (2000). *Investigating the nature of inflation in Iran's economy*, PhD thesis, Shahid Beheshti University.[In Persian]
- Shefrin, H. (2002). *Beyond greed and fear: Understanding behavioral finance and the psychology of investing*. Oxford University Press.
- Soltani, M., & Lashkari, M. (2012). Testing the monetary nature of inflation and identifying factors affecting inflation in Iran's economy (1338-1387). *Journal of Development strategy*, 7(4), 43-78. [In Persian]
- Statman, M., Thorley, S., & Vorkink, K. (2006). Investor overconfidence and trading volume. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1531-1565. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj032>
- Venezia, I., Nashikkar, A., & Shapira, Z. (2011). Firm specific and macro herding by professional and amateur investors and their effects on market volatility. *Journal of Banking & Finance*, 35(7), 1599-1609. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.11.015>
- Wang, Z., & Zhang, Q. (2014). Fundamental factors in the housing markets of China. *Journal of housing economics*, 25, 53-61. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2014.04.001>

Behavioral and Non-Behavioral Factors Affecting Housing Prices and Inflation in Iran

Aliakbar Gholizadeh¹
Shahla Samadipour²

Received: 2023/08/20

Accepted: 2023/10/15

Introduction

Various dimensions of housing heterogeneity have gained relative popularity in recent years. The most essential aspect of housing heterogeneity is a set of differences including technical, governance, socio-economic, and ecological differences of each residential unit. The origin of these distinctions is an objective matter that is regarded as an essential aspect of the research framework, but is frequently overlooked in managerial decision-making. In the scientific community, the social, technical, and economic dimensions have received the most attention, whereas the role of the behavioral characteristics of investors in housing prices has received scant attention. Focusing on the aspects of behavioral economics theory, the present study analyzes the heterogeneity of the behavior of housing investors, as well as the internal and external factors influencing housing prices and their effects on inflation in Iran from 2011 to 2020.

Methodology

The primary objective of this article is to evaluate the effects of heterogeneous behavior of housing market investors on housing prices and the effects of heterogeneous behavior of housing market investors on inflation via housing prices. The following equation is used to determine the price of a house:

$$POH = f_1(A_1, A_2, A_3) \quad (1)$$

In Equation 1, POH represents the expense of housing, A_1 is a vector of exogenous factors influencing housing prices, A_2 is a vector of exogenous factors influencing housing prices, and A_3 is a vector of investor behavioral variables in the housing sector.

Overoptimism and herding effect are considered to be two behavioral variables of housing sector investors:

$$HBH_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t - e_m| \quad (2)$$

$$OCH_t = \frac{Q_t}{S_t} \quad (3)$$

In equation 2, HBH_t represents the herding effect of investors in housing sector, e_t represents the housing return at time t , and e_m represents the average return of housing market. In equation 3, OCH_t represents overoptimism, Q_t represents the

-
1. Associate Prof., Faculty of Economic and social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran (Corresponding Author). Email: a.gholizadeh@basu.ac.ir
 2. Assistant Prof, Faculty of Economic and social Sciences of Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email: samadipour@eco.basu.ac.ir

number of building permits issued, and S_t represents the quantity of residential unit investment.

Inflation is also viewed as a function of housing prices and other macroeconomic factors according to the equation below:

$$INFR = f_2(POH.B) \quad (4)$$

In equation 5, *INFR* represents inflation rate and *B* is a vector of independent variables influencing inflation.

Findings

During the period 2011-2020, land price, population growth rate, liquidity, and herding effect had a positive significant effect on housing prices in Iran, according to estimates. Conversely, the number of residential units constructed and the exchange rate has had a negative significant impact on housing prices in Iran; while, the variables of interest rate, per capita income growth rate, and overoptimism had nonsignificant effect on housing prices. Regarding the factors influencing inflation, the data also indicates that the housing price, exchange rate, and liquidity had a positive significant effect on Iran's inflation rate between 2011 and 2020. In contrast, population growth and per capita income growth had a significant negative impact on inflation; while the interest rate had a negative but nonsignificant impact on Iran's inflation rate over the period under review. Due to the nonsignificance of the effect of overoptimism on housing prices in the seemingly unrelated regression (SUR) model, it can be concluded that housing prices do not mediate the effect of overoptimism on inflation. Due to the significance of herding effect on housing prices, however, the mediating effect of housing prices and herding effect on inflation is confirmed.

Discussion and Conclusion

In this article, SUR was used to analyze the effects of behavioral and non-behavioral factors on housing prices and inflation in Iran from 2011 to 2020. The following results were obtained:

- An increase of 1% in internal factors affecting housing prices, such as land prices, the number of completed construction units, population growth rate, and per capita income, have resulted in respective increases of 1.19, -1.36, 0.59, and -0.015 in the Iranian housing costs.
- An increase of 1% in the behavioral factor of herding effect has resulted in a change of 0.77% in housing prices in Iran.
- A 1% increase in housing prices, currency prices, and liquidity has resulted in an inflation rate increase of 0.18%, 0.92%, and 0.17% in Iran, respectively. A 1% increase in the population growth rate and the per capita income growth rate has caused a decrease of 1.53% and 0.141% in inflation rate, respectively.

Through housing prices, the behavior of investors in the housing sector can indirectly influence the inflation rate. Considering the positive impacts of herding effect on housing prices and housing prices on inflation rate, it can be concluded that herding effect has a positive impact on inflation rate.

In accordance with the stated findings, the following policy recommendations are provided to prevent the rise in housing prices and inflation:

Considering the positive impact of herding effect on the housing price and, consequently, the inflation rate, it is necessary to take measures to control and reduce emotional and irrational behavior of investors in housing sector. Since the internal factors of land price and population growth rate have a positive effect on the housing price, while the number of completed construction units and per capita income have a negative effect on the housing price, it is recommended that government provide unused governmental lands and remove obstacles to complete half-finished buildings that have been halted for legal reasons, and assist in supplying more housing to reduce its price. In addition, government should help control housing demand and reduce demand pressure by adopting population control policies and establishing suitable working, health, and educational conditions for the villagers, to diminish immigration level.

Keywords: Behavioral Economics, Housing Economics, Housing Prices, Inflation

JEL Classification: E31, C40, G41

بررسی تأثیر اشتغال در بخش خدمات بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران

مریم ریشه‌چی فیاض^۱محمدعلی فلاحی^۲مهدی فیضی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۷/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۶/۴

چکیده

نابرابری در توزیع درآمدی و اختلاف طبقاتی یکی از مهم‌ترین مشکلات جوامع امروزی است و اغلب جنبش‌های انقلابی باهدف کاهش نابرابری و به‌وجودآمدن جامعه عادلانه شکل گرفته است. شکاف طبقاتی و توزیع ناعادلانه درآمد آثار زیان‌بار اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی بر جامعه دارد؛ بنابراین از وظایف اصلی و مهم هر دولتی ایجاد امکانات عادلانه و برطرف کردن نابرابری‌های اجتماعی است. برای برطرف کردن نابرابری ابتدا باید عوامل اثرگذار بر آن مشخص شود. در این پژوهش ابتدا با انتخاب مناسب‌ترین روش، ضریب جینی برای ۳۱ استان ایران در بازه سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۸ محاسبه شده است. در ادامه از الگو داده‌های تابلویی استفاده شده و با کمک این الگو به نحوه اثرگذاری متغیرهای سهم اشتغال در بخش خدمات، درآمد سرانه، تورم و مخارج دولت بر ضریب جینی پرداخته شده است. نتایج نهایی این پژوهش نشان می‌دهد در این دوره زمانی، درآمد سرانه تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی استان‌های کشور دارد. به عبارتی با افزایش درآمد سرانه استان‌ها، میزان نابرابری درآمدی کاهش یافته است. همچنین مطابق با نتایج این پژوهش، میزان مخارج دولت در هر استان، بر نابرابری درآمدی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد به‌طوری‌که با افزایش مخارج دولت، میزان نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد. تورم نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری خواهد داشت به این صورت که با بالا رفتن تورم نابرابری در استان‌ها بیشتر شده است. اشتغال در بخش خدمات نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران دارد و با بالا رفتن سهم اشتغال در بخش خدمات نابرابری درآمدی نیز بیشتر خواهد شد.

واژگان کلیدی: نابرابری درآمدی، ضریب جینی، اشتغال در بخش خدمات، توزیع ناعادلانه، استان‌های ایران

طبقه‌بندی JEL: O25, O14, D6

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد نظری، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
Maryam.rfayyaz@gmail.com

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران (نویسنده مسئول)
falahi@um.ac.ir

۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
feizi@um.ac.ir

۱. مقدمه

داشتن جامعه عادلانه و برابر از نیازهای اساسی انسان‌ها است. در جوامعی که توزیع درآمد نابرابر است معمولاً درصد کمتری از درآمد کل جامعه به دهک‌های متوسط و پایین می‌رسد. این نابرابری در توزیع درآمدی مانع شکوفایی برخی استعدادها و باعث از بین رفتن نیروی انسانی فعال و کارآمد می‌شود. اگر راهکارهایی برای جلوگیری از نابرابری درآمدی اعمال نشود باعث اعتراض‌های عمومی و از بین رفتن نظم اجتماعی و سیاسی می‌شود. در نتیجه آثار نامطلوبی بر رشد اقتصادی خواهد داشت (حیدری و حسن‌زاده، ۱۳۹۵). نابرابری درآمدی در ادبیات به صورت اختلاف در توزیع درآمدی تعریف می‌شود. به بیان دیگر، هرچه فاصله دهک‌های درآمدی از هم بیشتر باشد نابرابری درآمدی تشدید می‌گردد. نابرابری درآمدی این طور قابل تفسیر است که اکثر جامعه درآمد متوسط و کمی دارند و شکاف بین دهک‌های جامعه روز به روز بیشتر شود (یوسف‌زاده، ۱۳۹۹).

به منظور جلوگیری از آثار نامطلوب نابرابری درآمدی بهتر است عوامل مؤثر بر آن را شناخت تا بتوان راه‌حلهایی کاربردی با کمترین میزان خطا ارائه داد. نرخ اشتغال یکی از متغیرهای کلان اقتصادی است که بر نابرابری اثرگذار است. گوستافسون و جوهانسون^۱ (۱۹۹۷) نشان دادند که نرخ اشتغال پایین به افراد متوسط و ضعیف درآمدی جامعه آسیب بیشتری می‌زند و باعث تشدید نابرابری درآمدی می‌شود.

معمولاً اشتغال در سه زیرگروه اصلی شامل صنعت، کشاورزی و خدمات محاسبه می‌شود (مرکز آمار ایران). از میان این زیرگروه‌ها در شرایط فعلی اقتصاد ایران اشتغال در بخش خدمات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا هزینه ایجاد شغل در این بخش نسبت به سایر بخش‌های اشتغال بسیار کمتر است. اشتغال در بخش مذکور علاوه بر ایجاد شغل به صورت مستقیم، در ایجاد شغل غیرمستقیم نیز مزیت دارد؛ همچنین زیرساخت‌های بسیار کمی برای ایجاد شغل در این بخش نیاز است. بنابراین می‌توان با امکانات و مزیت هر منطقه در هر استان شغل مناسب و سازگار با همان اقلیم را ایجاد کرد. داده‌های اشتغال مرکز آمار تأییدی بر اهمیت این موضوع است. این داده‌ها نشان می‌دهد که اشتغال در بخش خدمات در فاصله سال‌های ۷۸ تا ۹۸ افزایش یافته است؛ به نحوی که در سال ۱۳۷۸ سطح اشتغال در بخش خدمات ۴۲ درصد بوده و در سال ۱۳۹۸ به ۵۰/۳ درصد رسیده، یعنی معادل ۸/۳ درصد رشد داشته است. این در حالی است که در همین بازه سطح اشتغال در بخش کشاورزی ۹/۷ درصد کاهش و اشتغال در بخش صنعت تنها ۱/۴ درصد رشد داشته است. بنابراین، در پژوهش حاضر تأثیر اشتغال در بخش خدمات بر نابرابری درآمدی بررسی می‌شود.

برای بررسی دقیق‌تر تأثیر اشتغال در بخش خدمات بر نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران باید محاسبات را به تفکیک استان انجام داد، چراکه در بین استان‌های کشور نابرابری درآمدی زیادی وجود دارد. اگر شاخص درآمد سرانه هر استان را به عنوان سطح درآمدی استان در نظر گرفت، داده‌های

حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران نشان‌دهنده نابرابری فزاینده بین استان‌ها است، به‌صورتی که بیش از نیمی از تولید ناخالص داخلی ایران در سال ۱۳۹۸، در پنج استان (تهران، خوزستان، اصفهان، خراسان رضوی و فارس) متمرکز بوده و حدود ۴۷/۵ درصد باقیمانده بین ۲۶ استان تقسیم شده است. این بررسی‌ها نشان‌دهنده شدت نابرابری منطقه‌ای در ایران است (سالنامه آماری، ۱۳۹۹).

امروزه بخش خدمات در اقتصاد جایگاه ویژه‌ای به خود تخصیص داده است. در ایران به‌عنوان یک کشور در حال توسعه نیاز است تا مسئولین، سیاست‌گذاران و پژوهشگران به اشتغال در بخش خدمات توجه بیشتری داشته باشند تا علاوه بر کم‌شدن نرخ بیکاری، گام مؤثری در جهت توسعه‌یافتگی برداشته شود. به استناد آمار بانک جهانی^۱ میانگین نرخ بیکاری در دنیا ۶/۲ درصد است در حالی که در ایران ۱۲/۲ درصد است که نشان از بالا بودن این نرخ در ایران دارد. با توجه به اهمیت توزیع درآمدی برابر، اهمیت اشتغال در بخش خدمات برای کاهش نابرابری درآمدی بین استانی هدف اصلی پژوهش حاضر است.

۲. پیشینه پژوهش

نلسون و لورنس^۲ (۱۹۸۵) تأثیر صنایع مختلف خدماتی بر نابرابری درآمدی مردان در ۱۲۵ منطقه بزرگ شهری در ایالات متحده آمریکا را بررسی کردند. نتایج آنان نشان داد که اشتغال بخش خدمات نابرابری را افزایش می‌دهد. برخلاف ادبیات گذشته نشان داد با رشد خدمات و افزایش موقعیت‌های شغلی کم‌درآمد، نابرابری افزایش قابل توجهی پیدا می‌کند. تحلیل‌های رگرسیون چندگانه نشان دادند که افزایش نابرابری بیشتر تابع مشاغل پردرآمد در «خدمات مولد» است (بخش خدماتی که منابع مالی و همچنین تخصص فنی و حقوقی را برای جامعه فراهم می‌کند).

گوستافو و جوهانسون (۱۹۹۷) در مطالعه‌ای با کمک داده‌های ۱۹ کشور OECD با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی، متغیرهای مؤثر بر توزیع درآمدی را بررسی کردند. بازه مورد مطالعه آنان ۱۹۶۶-۱۹۹۹ می‌باشد. نتایج نشان داد که بیکاری، تورم، سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP)، شرکت زنان در بازار کار و سهم اشتغال بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت و خدمات) از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر توزیع درآمدی است.

تالاسینوس و همکاران^۳ (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان نابرابری و تورم در اتحادیه اروپا به تحلیل رابطه بین تورم و نابرابری درآمدی در ۱۳ کشور اروپایی طی سال‌های ۲۰۰ تا ۲۰۰۹ با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پرداختند. شاخص نابرابری، ضریب جینی هر کشور فرض شده است. نتایج نشان داد که در بازه مورد بررسی، تورم اثر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی در این کشورها دارد و با بالا رفتن تورم اوضاع توزیع درآمد بدتر شده است.

1. World Bank

2. Nelson & Lorence (1985)

3. Thalassinus, et al. (2012)

لارنس (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با عنوان «نابرابری درآمدی در مناطق شهری ایالات متحده آمریکا: نقش خدمات مالی و صنایع فناوری اطلاعات» به بررسی تأثیر برخی از زیربخش‌های خدمات بر نابرابری درآمدی در شهرهای بزرگ آمریکا طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۰۴ با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پرداخت. نتایج نشان داد خدمات مالی، تجاری و حرفه‌ای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی داشته است.

لیو (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای تأثیر توزیع درآمد بر تحولات ساختاری در زمان رشد از طریق سمت تقاضا را بررسی کرد. برای مطالعه تجربی تأثیر نابرابری درآمدی بر اشتغال در بخش خدمات از الگوی داده‌های تابلویی برای ۱۷ کشور طی ۵۰ سال استفاده کرد. نتایج نشان داد که توزیع نابرابر درآمدی بیشتر به معنی سطح پایین‌تر اشتغال در بخش خدمات است، یعنی هرچه نابرابری درآمدی کمتر باشد سطح اشتغال در بخش خدمات بیشتر است و این اثر منفی با افزایش سطح درآمد بیشتر می‌شود. مهیک (۲۰۱۸) متغیرهای تأثیرگذار بر نابرابری درآمدی را شناسایی کرد. او نحوه تأثیر کاهش سهم اشتغال صنعتی بر نابرابری درآمدی با استفاده از داده‌های ۲۷ کشور که جزء کشورهای با درآمد بالا هستند را طی دوره ۱۹۹۱-۲۰۱۴ بررسی کرد. نتایج برآورد براساس الگوی داده‌های تابلویی نشان داد که اشتغال صنعتی با نابرابری درآمدی رابطه عکس دارد و متغیرهای نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی ارتباط عکس با ضریب جینی دارند.

امینی (۱۳۸۱) عوامل اثرگذار بر تقاضای نیروی کار در فعالیت‌های اقتصادی ایران، از جمله بخش خدمات طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۷۸ را بررسی کرد. نتایج نشان داد که ارزش‌افزوده بخش خدمات و زیربخش‌های آن، به جز زیربخش بازرگانی، رستوران و هتلداری، اثر مثبت و معنی‌داری بر اشتغال بخش خدمات دارد. در تمام زیربخش‌ها، نیروی کار و سرمایه به جز زیربخش‌های مؤسسات پولی و مالی و بازرگانی، رستوران و هتلداری مکمل هستند؛ اما در زیربخش‌ها نیروی کار و سرمایه جانشین هستند، ولی میزان آن ناچیز است. همچنین سرمایه سرانه روند تقریباً نزولی داشته است، یعنی باگذشت زمان در بخش خدمات، نیروی کار بیشتری نسبت به سرمایه استفاده شده است.

قویدل و عزیزی (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به برآورد عوامل اثرگذار بر اشتغال در بخش خدمات و زیربخش‌های آن در ایران با روش الگوی رگرسیون غیرخطی برای سال‌های ۱۳۶۰-۱۳۸۳ پرداختند. نتایج نشان داد که چهار عامل مؤثر بر سهم اشتغال بخش خدمات به ترتیب اهمیت و اثرگذاری جمعیت شهرنشین، درآمد ناخالص داخلی سرانه، میزان بیکاری و متغیر نسبت بهره‌وری بخش کالایی به بخش خدمات هستند.

علی‌اصغری و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با عنوان «جایگاه بخش خدمات در مسیر توسعه‌یافتگی» به بررسی جایگاه بخش خدمات در چهل کشور دنیا با استفاده از رویکرد سنتی و

مدرن برآورد پیوندهای پسین و پیشین بین بخشی پرداختند. نتایج نشان داد با بالارفتن درآمد سرانه، اهمیت بخش خدمات نیز افزایش می‌یابد. هرچه کشور پیشرفته باشد بخش خدمات تولیدی با اهمیت‌تر از بخش توزیعی خدمات است. در اقتصاد ایران نیز نشان داده شد که بخش توزیعی خدمات نقش مهم‌تری نسبت به سایر بخش‌های خدمات دارد.

حسن پور بی‌صفر (۱۳۹۵) در پژوهشی با عنوان بررسی مقایسه‌ای تأثیر رشد بخش‌های خدمات، کشاورزی و صنعت بر اشتغال در ایران طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۹۱ با کمک روش رهیافت آزمون کرانه‌ها و هم‌جمعی پسران به بررسی اثر رشد هر کدام از بخش‌های فوق بر سطح اشتغال پرداخت. نتایج نشان داد که در بلندمدت فقط بخش خدمات و رشد آن در کم کردن نرخ بیکاری مؤثر است. در کوتاه‌مدت علاوه بر خدمات، بخش کشاورزی نیز مؤثر است، ولی تأثیر رشد بخش خدمات در کاهش بیکاری بیشتر است.

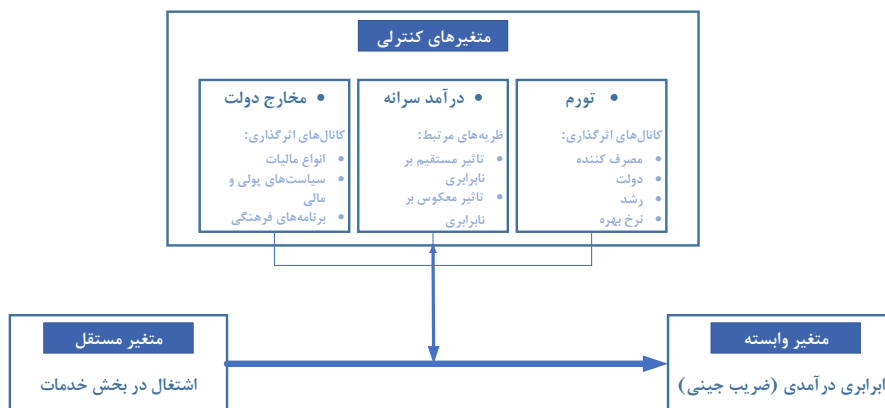
یوسف‌زاده (۱۳۹۹) متغیرهای تأثیرگذار بر نابرابری درآمدی را بررسی کرد. در مطالعه مذکور ارتباط میان اشتغال در بخش صنعت با نابرابری درآمدی مورد توجه قرار گرفت. در مرحله اول ضریب جینی به روش‌های مختلف محاسبه و بهترین روش اندازه‌گیری نابرابری درآمدی انتخاب شد. در مرحله بعد ضریب جینی ۳۱ استان کشور طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۴ محاسبه شد. در ادامه با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی، تأثیر متغیرهای سهم اشتغال صنعتی، درآمد سرانه و مخارج دولت بر ضریب جینی برآورد شد. نتایج نشان داد که در دوره زمانی مطالعه، سهم اشتغال صنعتی و درآمد سرانه تأثیر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمدی استان‌های کشور دارند.

محمدی‌سرشت (۱۳۹۹) اثرگذاری بخش‌های مختلف اشتغال از جمله خدمات بر نابرابری درآمدی بین استانی را بررسی کرد. در مطالعه مزبور با عنوان اثر رشدبخشی بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران به بررسی داده‌های مربوط به سی استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۸ پرداخت. الگوی استفاده‌شده داده‌های تابلویی از نوع اثرات ثابت است. نتایج نشان داد بخش‌های مختلف اقتصاد شامل کشاورزی، خدمات، صنعت و معادن تأثیرات متفاوتی بر نابرابری درآمدی دارند. فرضیه کوزنتس صرفاً در استان‌های توسعه‌یافته ایران و فقط در بخش معادن پذیرفته می‌شود.

به‌طور خلاصه مرور ادبیات پیشین نشان داد در حوزه نابرابری و اشتغال در بخش خدمات در ایران علی‌رغم اهمیت این حوزه پژوهش‌های زیادی انجام نشده است. در مطالعه حاضر، علاوه بر متغیر اشتغال در بخش خدمات، اثرگذاری متغیرهای مهم کلان اقتصادی همچون تورم، درآمد سرانه و مخارج دولت بر نابرابری درآمدی نیز بررسی شده است.

۳. مبانی نظری

در این بخش، ابتدا نظریه‌های توزیع درآمدی مطرح می‌شود. در ادامه متغیر اصلی پژوهش که اشتغال در بخش خدمات است، به همراه متغیرهای کنترلی بررسی شده است. همچنین برای هر متغیر، کانال‌های تأثیرگذاری آن بر متغیر وابسته (ضریب جینی) مورد بحث قرار گرفته است. شکل (۱) تصویری کلی از چگونگی اثرگذاری متغیرهای این پژوهش بر نابرابری درآمدی است.



شکل ۱: مدل مفهومی پژوهش

(منبع: مرور ادبیات پژوهش)

۳- ۱. نابرابری درآمدی

نابرابری درآمدی از مسائل بسیار مهم برای دولت‌ها و سیاست‌مداران است. زمانی که در توزیع درآمد اختلاف زیادی وجود داشته باشد و فاصله دهک‌های درآمدی از هم زیاد باشد، نابرابری درآمدی گفته می‌شود.

در حوزه توزیع درآمد نظریه‌های بسیاری وجود دارد. در رایج‌ترین شیوه، آن را به دو دسته کلی نظریه‌های توزیع تابعی درآمد و نظریه توزیع مقداری درآمد تقسیم می‌کنند. توزیع درآمد مبتنی بر عوامل تولید (توزیع عملکردی درآمد) بر مفاهیم اصلی اقتصاد مانند سهم عوامل تولید (یعنی نیروی کار، سرمایه، زمین، مدیریت و بهره‌وری، دستمزد، سود و اجاره‌بها) متمرکز است (کاول، ۲۰۱۵). توزیع درآمد مبتنی بر عوامل تولید را اولین بار ریکاردو^۲ مطرح کرد. او با تقسیم کردن جامعه به طبقه اقتصادی «مالکان زمین»، «سرمایه‌داران» و «کارگران» معتقد بود محصول نهایی حاصل نیروی کار، ماشین و سرمایه است و باید بین مالک زمین، دارنده سرمایه و نیروی کار به صورت مساوی تقسیم شود و میزان تأثیر آن اهمیتی نداشت (شاگری و مالکی، ۱۳۸۸).

در نظریه توزیع شخصی یا مقداری درآمد، آن چیزی که اهمیت دارد کل درآمد حاصل شده فارغ از راه به دست آوردن آن است. به عبارت دیگر، مقدار درآمد کسب شده مهم است و نه منبع و راه به دست آمدن درآمد (مانند اشتغال، بهره، سود، اجاره، هدیه، ارث و ...) (قاضی و هوشمند، ۱۳۷۸). مسائل و مشکلات اجتماعی مانند فقر، نابرابری درآمدی و سایر مسائل در این بخش قرار می‌گیرد. برای بررسی مدل توزیع درآمد بر نحوه مصرف خدمت و کالا و رفاه اقتصادی، از درآمد قابل تصرف (درآمد شخصی) استفاده می‌شود (گلدفرب و لنارد، ۲۰۰۵).

1. Cowell (2015)
2. Ricardo (1817)
3. Goldfarb & Leonard (2005)

۳-۲. اشتغال در بخش خدمات

بخش خدمات یکی از ارکان مهم هر اقتصاد است که طی زمان همانند سایر فعالیتهای اقتصادی دچار تغییر در ابعاد کمی و کیفی شده است. در گذشته از بخش خدمات اقتصاد به عنوان بخش پسماند یاد می کردند و شامل فعالیتهای غیرمولد بود که به تولید کالاهای ناملموس منجر می شد. در اواسط دهه ۱۹۳۰ پژوهشگرانی همچون آلن فیشر، کالین کلارک و ژان فوراستیه به اهمیت آن توجه کردند. در این زمان بود که از آن به عنوان «انقلاب خدمات» یاد شد، زیرا قبل از آن در زمان اسمیت و ریکاردو بخش خدمات صرفاً خدمات مالی مدنظر بود و به عنوان بخش مولد و تولیدی در نظر گرفته نمی شد.

فعالیت های اقتصادی، به سه دسته کلی شامل بخش های مربوط به مواد خام، تولیدی و خدمات تقسیم می شود. در این تقسیم بندی سه قسمتی، بخش خدمات مجموعه فعالیت هایی را در بر می گیرد که معمولاً نتیجه آن به صورت ملموس قابل مشاهده نیست. در دهه های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ که بخش خدمات به عنوان بخشی از اقتصاد پذیرفته شد، نگاه ویژه ای به آن معطوف گشت. به صورتی که خدمات بالادستی مانند پژوهش ها، خدمات مهندسی و مدیریتی، خدمات شهری و ... را نیز در بر گرفت و فرایند تولید و صنعت مستقیماً نیازمند بخش خدمات بود (کریمی، ۱۳۸۱). با گسترش شهرنشینی و بزرگ تر شدن شهرها توجه به بخش خدمات روزه روز گسترش یافت. در دنیای امروز برای پیشروی در مسیر توسعه دیگر نمی توان صرفاً به بخش صنعت و کشاورزی اکتفا کرد، بلکه باید با برنامه دقیق، خدمات را از بخش پایین دستی به بالادستی آن در جامعه هدایت کرد (حکیمیان، ۱۳۷۸).

براساس طبقه بندی مرکز آمار ایران، خدمات به شش زیرگروه اصلی به شرح زیر تقسیم می شود:

۱. عمده و خرده فروشی، فعالیت های خدماتی مربوط به تأمین جا و غذا؛
۲. حمل و نقل، انبارداری، پست، اطلاعات و ارتباطات؛
۳. فعالیت های مالی و بیمه؛
۴. مستغلات، کرایه و خدمات کسب و کار و دامپزشکی؛
۵. اداره امور عمومی و خدمات شهری، آموزش، فعالیت های مربوط به سلامت انسان و مددکاری اجتماعی؛
۶. سایر خدمات عمومی، اجتماعی، شخصی و خانگی.

براساس داده های مرکز آمار ایران، عمده و خرده فروشی بیشترین و سایر خدمات عمومی، اجتماعی، شخصی کمترین ارزش افزوده را در اقتصاد ایران دارند. از سال ۱۳۹۸ به بعد زیرگروه فعالیت های مالی و بیمه و زیرگروه حمل و نقل، انبارداری، پست، اطلاعات و ارتباطات بیشترین رشد را دارند.

با وجود تمام مزیت های اشتغال در بخش خدمات که در مقدمه ذکر شد، تجربه های نقض کننده ای نیز در کشورهای در حال توسعه و برخی از مناطق وجود دارد که با ایجاد اشتغال در بخش خدمات توزیع درآمد نابرابرتر شده است، زیرا اکثر افراد جذب مشاغل پایین دستی و کم درآمد بخش خدمات شده اند و این باعث ایجاد نابرابری بیشتر شده است.

۳ - ۳. تورم

تورم یکی از عوامل اثرگذار بر توزیع درآمد است. تورم باعث کاهش قدرت خرید می‌شود، چراکه اغلب جامعه درآمد ثابت دارند یا اگر افزایشی هم باشد کمتر از نرخ تورم است. در نتیجه عدم تطابق میزان درآمد با افزایش قیمت‌ها باعث ایجاد نابرابری و شکاف طبقاتی بیشتر می‌شود. تورم از متغیرهایی است که هم تأثیر مستقیم و هم غیرمستقیم بر توزیع درآمد دارد و از کانال‌های زیادی بر نابرابری اثر می‌گذارد.

تورم با اثرگذاری بر نرخ بهره می‌تواند به صورت غیرمستقیم بر توزیع درآمد اثرگذار باشد. زمانی که تورم طی دوره وام کمتر از میزان واقعی باشد یا حالتی که تورم واقعی بیشتر از تورم مورد انتظار باشد، در این حالت تورم پیش‌بینی نشده مقدار بیشتری از صفر خواهد داشت و بدهکاران سود می‌برند (پیکتی، ۲۰۰۴).

اثر تورم بر نابرابری درآمدی از طریق رشد؛ در مجموع با افزایش تورم، هزینه‌های زندگی روزبه‌روز بیشتر می‌شود. در این شرایط صنف‌های مختلف از جمله اتحادیه کارگری سعی می‌کنند تا دستمزد را بالا ببرند و در نتیجه رقابتی بین قیمت‌ها و دستمزد افراد شکل می‌گیرد. در این شرایط، اقتصاد در مسیر رکود قرار می‌گیرد. زمانی که تورم بسیار بالا باشد و قیمت‌ها بی‌تناسب افزایش یابد، بسیاری از رابطه‌های اقتصادی از بین می‌رود و مردم نسبت به آینده خود اطمینان ندارند. همه این‌ها منجر به از بین رفتن وظیفه مبادله‌ای پول می‌شود و مردم کمتر پس‌انداز و بیشتر مصرف می‌کنند و میزان پول برای سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد (بیرانوند، ۱۳۹۴).

تورم و بالتبع کم‌شدن ارزش پول برای دولت‌ها نیز مانند مصرف‌کنندگان باعث می‌شود تا قدرت خرید آن‌ها کاهش یابد و هزینه خرید بیشتری بابت خرید کالاها و خدمات نسبت به قبل پرداخت کنند. هزینه تورم برای دولت بیشتر از سایرین است؛ زیرا دولت مجبور است تا دستمزد کارمندان خود را نیز بالا ببرد. البته شرایط تورمی باعث افزایش درآمدهای دولت نیز می‌شود. حال اگر افزایش درآمدها از افزایش مخارج دولت کمتر باشد، دولت در بودجه با مشکل روبه‌رو می‌شود و کسری بودجه پیدا می‌کند. در نتیجه دولت‌ها مجبور به بازنگری سیاست‌های توزیعی خود هستند و احتمالاً هزینه کمتری در جهت توزیع عادلانه ثروت به افراد کم‌درآمد اختصاص دهند و این امر موجب می‌شود تا وضعیت معیشتی افراد کم‌درآمد در شرایط تورمی بدتر شود (طیبنیا، ۱۳۷۴).

شرایط تورمی بر نوع مصرف و تصمیم‌گیری مصرف‌کنندگان اثر مستقیم دارد. در زمان عادی و غیرتورمی افراد به دنبال خرید کالاهای ضروری و کالاهای مورد نیاز به کمترین قیمت ممکن هستند، اما در شرایط تورمی این گونه نیست و مصرف‌کنندگان علاوه بر درآمد خود به دنبال اخذ وام برای خرید کالاها هستند، هرچند خرید آن کالاها ضروری نباشد؛ زیرا نگهداری پول کار عقلایی نیست؛ چراکه در آینده ارزش پول بسیار کاهش می‌یابد. در مجموع شرایط تورمی منجر به کاهش پس‌انداز و افزایش مصرف مردم می‌شود. در قشر کم‌درآمد جامعه نیز همین‌گونه خواهد بود و تحت تأثیر جامعه

قرار می‌گیرند و به خرید کالاهای غیرنیاز و گران‌قیمت روی می‌آورند که نتیجه آن فقیر شدن آن‌ها می‌شود و توزیع درآمدی در جامعه نابرابرتر خواهد شد (بیرانوند، ۱۳۹۴).

۳-۴. درآمد سرانه

دو نظریه درباره نحوه ارتباط نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی وجود دارد:

۱. نظریه اول مطرح می‌کند که توزیع نابرابر درآمدی به کاهش تقاضای کل جامعه منجر می‌شود و از این طریق مانع بزرگی بر سر راه رشد و توسعه خواهد بود (درولوف، ۱۹۹۴). قشر درآمدی بالای جامعه معمولاً تقاضای مصرفی بالایی ندارند و بیشتر درآمد خود را پس‌انداز می‌کنند. قشر درآمدی پایین نیز میزان مصرف حداقل معیشت را برای یک زندگی دارند، بنابراین تقاضای مصرفی این گروه کمترین میزان تقاضای مصرفی است. قشر درآمدی متوسط جامعه که باید بیشترین تقاضای مصرفی را داشته باشند روزبه‌روز کمتر می‌شود؛ زیرا توزیع درآمد در جامعه به‌صورت نابرابر رو به گسترش است و این قشر نیز به گروه فقیر جامعه افزوده می‌شوند یا مجبورند تقاضای مصرفی خود را به حد زیادی کاهش دهند؛

۲. گروهی از اقتصاددانان طرفدار توسعه برعکس نظریه اول معتقدند نابرابری شدید در مراحل اولیه لازم و ضروری است و اگر وجود نداشته باشد نمی‌توان به مراحل بعدی رشد رسید. این گروه بیان می‌کنند که به‌جای توجه به توزیع درآمد عادلانه باید به فکر زیرساخت‌ها و ارتقای آن برای مراحل بعدی رشد بود و نابرابری در توزیع درآمدی به‌خودی‌خود در مراحل اولیه پدیده‌ای منفی نیست، زیرا افراد کم‌درآمد میل به مصرف بالاتری دارند و افراد ثروتمند میل به پس‌انداز بالاتری دارند و اگر نابرابری درآمدی وجود داشته باشد باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاری در جامعه سیر صعودی و فزاینده‌ای داشته باشد و مسیر رشد و توسعه‌یافتگی هموارتر شود (اوسوفزای، ۱۹۹۷). این نظریه از نظریه معروف سیمون کوزنتس پیروی می‌کند که اعتقاد داشت برای عبور از اقتصاد روستایی و سنتی و رسیدن به اقتصاد مدرن باید در مسیر فرایند توسعه قرار گرفت. کوزنتس در سال ۱۹۹۵ با نمودار معروف خود و با استفاده از داده‌های آلمان، آمریکا و انگلیس نشان داد با شروع انقلاب صنعتی وضعیت نابرابری درآمدی بدتر شده است و با ادامه روند حرکت به سمت مدرن‌شدن کاهش‌یافته است. وی تحلیل می‌کند در نواحی روستایی میانگین درآمد سرانه کم است و در عوض نابرابری درآمدی بین مردم روستایی کمتر بوده، به همین دلیل مردم در مراحل اولیه رشد از نواحی با درآمد کم و برابرتر به نواحی شهری که مشاغل با درآمد بالاتری دارد ولی توزیع آن نابرابرتر است، منتقل می‌شوند. در مرحله بعد با انتقال اکثر افراد به مشاغل خدماتی و صنعتی شهری نیروی کار نواحی روستایی بسیار کم شده، ولی تقاضا برای آن کاهش نیافته و در نتیجه مزد نیروی کار در نواحی روستایی افزایش می‌یابد و درآمد سرانه مردم روستایی نیز بالا

می‌رود. همه این تحولات منجر به کاهش نابرابری درآمدی بین افراد جامعه شده و باعث تناسب درآمد در نواحی شهری و روستایی می‌شود (هیلبوم و بولت، ۲۰۱۵).

۳- ۵. مخارج دولت

از زمان نخستین اقتصاددانان، یعنی آدم اسمیت و ریکاردو چگونگی تقسیم و توزیع درآمد و نحوه دخالت و راه‌های ورود دولت‌ها در این حوزه مورد بحث بود. از دهه ۱۹۹۰، نابرابری درآمدی در اکثر کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) مانند کل جهان افزایش یافت. ریشه بسیاری از معضلات اجتماعی و اقتصادی از جمله هرج و مرج‌های اجتماعی، فقر، بی‌ثباتی سیاسی و بسیاری دیگر از مشکلات جوامع به دلیل وجود نابرابری بالا است (یوسف‌زاده، ۱۳۹۵).

دولت در کشورهای در حال توسعه از دو روش می‌تواند بر نحوه توزیع درآمد مؤثر باشد: ۱. برنامه‌ریزی‌های بلندمدت برای توسعه فرهنگی، اقتصادی و اجتماعی جامعه داشته باشد که در نهایت منجر به تغییرات در ساختار نظام آموزشی، بهبود عملکرد سیستم بهداشتی، ساختار بازارها، جمعیت و پراکندگی جمعیت می‌شود؛ ۲. راهکارهای کوتاه‌مدت که از طریق سیاست‌های پولی، تجاری و مالی قابل اجرا است. سیاست‌هایی مانند یارانه‌های دولتی، محدودیت صادرات برخی اقلام مصرفی، تعیین قیمت مصوب برای برخی از کالاهای ضروری و ... سیاست‌هایی هستند که دولت‌ها با اجرای آن‌ها به توزیع برابرتر جامعه کمک می‌کنند (هوشمند و قاضی، ۱۳۷۸).

افرادی که از منظر فلسفی به نقش دولت‌ها نگاه می‌کنند به زمانی برمی‌گردند که اقتصاد به‌عنوان علم مستقل شناخته نشده بود. آنان معتقد به نقش حداکثری دولت‌ها در همه زمینه‌ها از جمله توزیع عادلانه درآمد در جامعه بودند (عبدی، ۱۳۹۵). گروه بعدی شامل اقتصاددانانی هستند که از بعد واقع‌گرایانه به مسائل نگاه می‌کنند. این گروه همه شرایط دنیای واقعی را در نظر می‌گیرند و با توجه به امکاناتی که در اختیار دولت است نظریه مطرح می‌کنند و معتقد به دخالت حداقلی دولت در مسئله نابرابری درآمدی هستند (دهقانیان‌فر، ۱۳۹۱).

طرفداران سیستم سرمایه‌داری همچون توماس هابز^۲ و جان لاک^۳ اعتقاد دارند سیستم بازار بدون دخالت دولت یا هر نهاد دیگر باید کار کند تا هر فرد درآمدی بسته به میزان تلاش خودش داشته باشد. به این ترتیب، درآمدی که افراد به‌دست می‌آورند کاملاً عادلانه بوده و نیازی به بازتوزیع آن نیست، زیرا با گرفتن مالیات بر درآمد از ثروتمندان انگیزه کسب درآمد بیشتر از آن‌ها گرفته می‌شود و با دادن یارانه^۴ به فقرا باعث سرکوب کردن انگیزه فعالیت و کسب درآمد در این گروه می‌شود که هردو از ضررهای دخالت دولت در بحث توزیع درآمد است (دهقانیان‌فر، ۱۳۹۱).

1. Hillbom & Bolt (2015)

2. Thomas Hobbes

3. John Locke

4. Subsidy

بحران دهه ۱۹۳۰ که منجر به رکود در اقتصاد شد، ضرورت ورود دولت به اقتصاد را بر همگان آشکار ساخت. علاوه بر این، بحران مزبور نشان داد که رشد بالای اقتصادی به خودی خود، تمامی مشکلات، از جمله نابرابری درآمدی را حل نخواهد کرد (عبدی، ۱۳۹۵). در نتیجه بعد از وقوع این بحران در دنیا کمتر اقتصاددانی مخالف ورود دولت در زمینه نابرابری بود و در کشورهای توسعه یافته، به خصوص اتحادیه اروپا به جای رشد، تمرکز اصلی بر کیفیت و استاندارد زندگی است و دولت‌ها نیز باید رفاه اجتماعی و توزیع عادلانه درآمد را در اولویت اهداف خود قرار دهند.

۴. روش‌شناسی پژوهش

با مرور ادبیات و بررسی مبانی نظری از جمله پژوهش مهیک (۲۰۱۸) و یوسفزاده (۱۳۹۹)، مدل تحقیق حاضر به صورت زیر است:

$$Gini = F(Se, RpGDP, Ge, Inf) \quad (۱)$$

در اینجا:

Gini: ضریب جینی

Se: سهم اشتغال در بخش خدمات

Inf: نرخ تورم

RpGDP: درآمد سرانه

Ge: مخارج دولت

در ادامه مدل تجربی فوق را می‌توان به صورت خطی زیر در مرحله برآورد در نظر گرفت:

$$Gini_{it} = \alpha + \beta_1 Se_{it} + \beta_2 RpGDP_{it} + \beta_3 Ge_{it} + \beta_4 Inf_{it} + U \quad (۲)$$

در رابطه بالا α عرض از مبدأ، β ضریب هر کدام از متغیرهای مستقل و U_{it} نشان‌دهنده جزء اخلاص است. i نمایانگر مقطع (در این پژوهش هر استان) و t نمایانگر بعد زمانی هر متغیر است. ضرایب مدل با الگوی داده‌های تابلویی برآورد می‌شود. این داده‌ها، تلفیقی از داده‌های مقطعی هستند که طی زمان در دسترس است، بنابراین دو بعد مقطع و زمان را دارند (گجراتی، ۲۰۱۲).

مقاطع این پژوهش شامل تمام ۳۱ استان ایران و بازه مورد مطالعه پژوهش سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۸ است. داده‌های سهم اشتغال در بخش خدمات از مرکز آمار ایران، مخارج دولت از سالنامه‌های استانی، تورم از بانک مرکزی و درآمد سرانه از بانک داده‌های اقتصادی ایران گردآوری شده است. ضریب جینی به تفکیک مناطق شهری و روستایی در سالنامه‌های کشوری اعلام می‌شود، ولی ضریب جینی استان‌ها توسط مراکز آماری ایران منتشر نمی‌شود، به همین دلیل در این پژوهش به روش میانگین وزنی محاسبه شده است. ضریب جینی در این پژوهش از رابطه زیر به دست آمده است (راغفر و همکاران، ۱۳۹۱):

$$(۳) \quad \text{ضریب جینی روستایی} * \text{سهم جمعیت روستایی} + (\text{ضریب جینی شهری} * \text{سهم شهرنشینی}) = (\text{ضریب جینی کل استان})$$

این روش یکی از شیوه‌های محاسبه ضریب جینی است. همچنین باتوجه به یکسان بودن روند تغییرات ضریب جینی از طریق محاسبات متفاوت (یوسفزاده، ۱۳۹۹)، کمبود تورش این شیوه محاسبه و دردسترس بودن کامل داده‌های موردنیاز از این روش استفاده می‌شود، بنابراین برای محاسبه ضریب جینی در این پژوهش از روش میانگین وزنی استفاده شده است.

برای تشخیص دقیق الگو نیاز است تا آزمون‌های پیش از برآورد صورت گیرد. در این پژوهش از آزمون‌های اثرات ثابت (FCHOW)، اثرات مقطع و زمان و هاسمن استفاده می‌شود. برای قابل اعتماد بودن ضرایب نیز لازم است آزمون‌های ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و نرمال بودن اجزای اخلال انجام شود. از آزمون چاو برای تعیین نوع الگو از بعد داده‌های ترکیبی یا تابلویی استفاده می‌شود. فرضیه H_0 این آزمون، نوع الگوی داده‌های ترکیبی و در صورت رد فرضیه صفر الگوی داده‌های تابلویی تأیید می‌شود. برای مشخص شدن یک‌جانبه یا دوجانبه بودن الگوی داده‌های تابلویی یا به عبارت دیگر یک‌جانبه بودن از نوع مقطع یا زمان و دوجانبه بودن باید آزمون‌های مربوطه انجام شود. آزمون‌های مختلفی برای بررسی اثرات یک‌جانبه یا دوجانبه بودن الگو وجود دارد. در مطالعه حاضر از آزمون‌های بروش-پاگان^۱، کینگ-وو^۲، هوندا^۳، GHM و SLM که بر پایه اثرات تصادفی است، استفاده می‌شود. همچنین برای سنجش اثرات یک‌جانبه یا دوجانبه بودن الگو براساس اثرات ثابت از آزمون FANOVA نیز استفاده می‌شود که توسط مولتون و راندلف^۴ (۱۹۸۹) معرفی شد. با استفاده از آزمون چاو و گروه آزمون‌های بروش-پاگان (اثرات یک‌جانبه و دوجانبه) الگوی برآوردی براساس داده‌های تابلویی و اثرات یک‌جانبه مقطع تأیید شد. در الگوی داده‌های تابلویی دو نوع روش برآورد اثرات ثابت و تصادفی وجود دارد. اثرات تصادفی بر این اساس است که بین اجزای اخلال مدل و متغیرهای مستقل مدل وابستگی وجود ندارد و مستقل از هم هستند. در صورتی که در اثرات ثابت بین اجزای اخلال و متغیرهای مستقل همبستگی و ارتباط معنی‌داری وجود دارد (بالتاجی، ۲۰۰۸).

برای تشخیص و انتخاب بین این دو الگو در داده‌های تابلویی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. اگر اجزای اخلال در مقاطع مختلف یکسان و برابر باشد، همسانی واریانس و اگر یکسان نباشد، ناهمسانی واریانس وجود دارد و به دلیل مشکلاتی که برای برآورد مدل ایجاد می‌کند باید رفع شود. در اینجا از آزمون نسبت راست‌نمایی^۵ جهت بررسی آن استفاده شده است.

در صورتی که با تغییر مقدار متغیرهای مستقل مدل، اجزای اخلال متناسب با هم تغییر کند خودهمبستگی بین اجزای اخلال وجود دارد و اگر اجزای اخلال مستقل باشد، خودهمبستگی وجود ندارد. در صورتی که خودهمبستگی در مدل وجود داشته باشد و رفع نشود ضرایب برآوردشده کاذب و ناکارآمد خواهد بود (بالتاجی، ۲۰۰۵). در این پژوهش برای سنجش خودهمبستگی مدل از آزمون وولدریج^۶ استفاده می‌شود.

1. Breusch-Pagan (1980)
2. King-Wu (1997)
3. Honda (1985)
4. Moulton & Randolph (1989)
5. Likelihood-Ratio test
6. Wooldridge

از فروض مهم کلاسیک نرمال بودن اجزای اخلال است. در این پژوهش از کشیدگی، چولگی برای سنجش نرمال بودن پسماندها استفاده می‌شود.

۵. نتایج

۵ - ۱. آمار توصیفی

جدول زیر آمار توصیفی متغیرهای پژوهش است :

جدول ۱: خلاصه آماری

متغیر	واحد اندازه‌گیری	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
ضریب جینی	-	۲۷۹	۰/۳۱۳۶	۰/۳۲۹۴	۰/۲۲	۰/۴۱
اشتغال در خدمات	درصد	۲۷۹	۴۶/۳۶۰۹	۶/۵۹۴۸	۳۳/۵	۶۵/۳
درآمد سرانه	میلیارد ریال	۲۷۹	۱/۹۸۴۲	۱/۶۰۱۱	۰/۶۹۰۴	۹/۴۳۴۶
مخارج دولت	میلیارد ریال	۲۷۹	۶۶/۱۱۱۱	۷۰/۹۵۸۵	۱۱/۹۴۲۱	۹۹۲/۹۷۷
تورم	-	۲۷۹	۲۳/۴۸۹۶	۱۱/۴۷۰۳	۷/۱۸۱۱	۴۲/۰۲۳۲

(منبع: داده‌های پژوهش)

در بازه مورد بررسی، استان تهران در سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۸، استان سیستان و بلوچستان در سال ۱۳۹۷ و استان ایلام در سال ۱۳۹۵ بیشترین ضریب جینی (۰/۴۱) را داشته‌اند. استان ایلام در سال ۱۳۹۱ کمترین ضریب جینی یعنی ۰/۲۲ را دارا می‌باشد. استان تهران در سال ۱۳۹۵ با داشتن ۶۴/۷ درصد اشتغال در بخش خدمات بیشترین مقدار را در دوره مطالعه دارا است. کمترین مقدار را استان زنجان در سال ۱۳۹۰ دارد که معادل ۳۳/۵ درصد اشتغال در بخش خدمات است. بیشترین میزان درآمد سرانه به استان خوزستان و کمترین درآمد سرانه به استان‌های سیستان و بلوچستان تعلق دارد. بیشترین نرخ تورم را استان ایلام در سال ۱۳۹۸ معادل ۴۲ درصد دارا است و کمترین نرخ تورم معادل ۷/۲ درصد برای سال ۱۳۹۲ استان کرمانشاه است. بیشترین مخارج دولت برای استان مازندران در سال ۱۳۹۶ می‌باشد و استان‌های همدان، ایلام و اردبیل به‌طور میانگین کمترین سهم در مخارج دولت را به خود اختصاص داده‌اند.

۵ - ۲. آزمون اثرات ثابت (Fchow)

فرضیه‌های این آزمون به شرح زیر است:

فرضیه H_0 : الگوی داده‌های ترکیبی

فرضیه H_1 : الگوی داده‌های تابلویی

در جدول زیر نتایج آزمون چاو آمده است:

جدول ۲: نتایج آزمون چاو

نتیجه	سطح احتمال خطا	آماره	آماره
الگوی داده‌های تابلویی تأیید می‌شود.	۰/۰۰۰	۷/۳۴	آزمون چاو

(منبع: محاسبات پژوهش)

باتوجه به نتایج آزمون که در جدول بالا آمده، با توجه سطح احتمال خطای برآوردی، یعنی ۰/۰۰۰ فرضیه صفر این آزمون رد می‌شود، بنابراین برآورد مدل به شکل داده‌های ترکیبی رد می‌شود و مدل به صورت الگوی داده‌های تابلویی تأیید می‌شود.

۵ - ۳. آزمون اثرات مقطع و زمان

فرضیه‌های این آزمون به صورت زیر قابل تفسیر است:

فرضیه H_0 : رد اثرات مقطع یا زمان

فرضیه H_1 : تأیید اثرات مقطع یا زمان

در جدول زیر آماره و نتایج تمام آزمون‌های انجام‌شده برای اثرات یک‌جانبه یا دوجانبه بودن در دو حالت شرطی و غیرشرطی آمده است:

جدول ۳: نتایج آزمون اثرات یک‌جانبه و دوجانبه

نوع آزمون	H_0^a $\sigma_u^2 = 0$ اثرات یک‌جانبه مقطع	H_0^b $\sigma_z^2 = 0$ اثرات یک‌جانبه زمان	H_0^c $\sigma_u^2 = \sigma_z^2 = 0$ اثرات دوجانبه	H_0^d $\sigma_u^2 = \sigma_z^2 > 0$ اثرات یک‌جانبه شرطی فرد	H_0^e $\sigma_u^2 = \sigma_z^2 > 0$ اثرات یک‌جانبه شرطی زمان
Breusch-Pagan	۱۸۲/۸۹۹۲ (۰/۰۰۰)	۰/۳۲۱۶۰۵ (۰/۰۰۰)	۱۸۳/۱۲۰۸ (۰/۰۰۰)		
Honda	۱۳/۵۲۴۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۴۷۰۷۴۹ (۰/۳۱۸۹)	۹/۸۹۵۷۹۸ (۰/۰۰۰)		
King-Wu	۱۳/۵۲۴۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۴۷۰۷۴۹ (۰/۳۱۸۹)	۶/۶۲۳۵۱۹ (۰/۰۰۰)		
SLM	۴/۴۱۷۴۷ (۰/۰۰۰)	۱/۰۸۲۴۷۹ (۰/۱۳۹۵)	-		
GHM	-	-	۱۲۰/۱۸۳ (۰/۰۰۰)		
FANOVA	۷/۳۴۰۱۴ (۰/۰۰۰)	۱/۶۵۰۷ (۰/۱۰۹۱)	۷/۴۷۴۹ (۰/۰۰۰)	۸/۶۵۰۸ (۰/۰۰۰)	۴/۶۸۰۴ (۰/۰۰۰)

(منبع: محاسبات پژوهش)

نتایج آزمون‌ها برای اثرات یک‌جانبه مقطع نشان می‌دهد H_0 را نمی‌توان پذیرفت چراکه سطح احتمال خطا برای تمامی آزمون‌ها کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه فرضیه مقابل H_1 یعنی وجود اثرات مقطع پذیرفته می‌شود. باتوجه به نتایج آزمون‌ها وجود اثرات یک‌جانبه زمان تأیید نمی‌شود، چراکه سطح احتمال خطا در تمام آزمون‌ها بیشتر از ۰/۰۵ است. به این ترتیب، نوع الگوی داده‌های تابلویی از نوع یک‌جانبه مقطع است.

۵ - ۴. آزمون هاسمن

فرضیه‌های این آزمون به صورت زیر است:

فرضیه H_0 : اثرات تصادفی

فرضیه H_1 : اثرات ثابت

جدول زیر نتایج آزمون هاسمن برای مدل این پژوهش را نشان می‌دهد:

جدول ۴: نتایج آزمون هاسمن

آزمون	سطح احتمال خطا	آماره	نتیجه
آزمون هاسمن	۰/۸۱۶۷	۱/۵۶	روش اثرات تصادفی

(منبع: محاسبات پژوهش)

باتوجه به نتایج جدول (۴) احتمال سطح خطای محاسبه شده ۰/۸۱۶۷ که بیشتر از ۰/۰۵ است بنابراین فرضیه صفر این آزمون (اثرات تصادفی) رد نمی‌شود.

۵ - ۵. آزمون‌های پس از برآورد

نتایج آزمون‌های پس از برآورد در جدول (۵) قابل مشاهده است:

جدول ۵: نتایج آزمون‌های پس از برآورد

آزمون	آماره	سطح احتمال خطا	نتیجه
آزمون وولدریج	۱۹/۸۷	۰/۰۰۰۱	وجود خودهمبستگی
آزمون LR	۷۴/۷۹	۰/۰۰۰	وجود ناهمسانی واریانس
نرمال بودن باقی مانده	۰/۷۹۴۹	۰/۹۲۱۶	اجزای اخلال نرمال است.

(منبع: محاسبات پژوهش)

در آزمون وولدریج فرضیه صفر یعنی نبود خودهمبستگی در اجزای اخلال رد می‌شود؛ زیرا آماره آزمون وولدریج و میزان خطای برآورد شده کمتر از ۰/۰۵ است که حاکی از رد این فرضیه است. بنابراین، فرضیه مقابل، یعنی وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال مدل پذیرفته می‌شود و مشکل خودهمبستگی در برآورد نهایی باید رفع شود.

در آزمون راست نمایی LR باتوجه به آماره آزمون و سطح احتمال خطا که کمتر از ۰/۰۵ است، فرضیه صفر رد می‌شود و فرضیه یک، یعنی ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود. در آزمون نرمال بودن اجزای اخلال نشان‌دهنده پذیرش فرضیه صفر و رد فرضیه مقابل است، زیرا سطح احتمال خطا بیشتر از ۰/۰۵ است. بنابراین اجزای اخلال مدل دارای توزیع نرمال هستند.

۵ - ۶. برآورد نهایی

باتوجه به نتایج آزمون‌های پس از برآورد، خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در مدل وجود دارد که باید رفع شود؛ زیرا وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باعث می‌شود تا ضرایب کاذب و ناکارا

باشند. برای رفع این مشکلات، برآورد نهایی با روش GLS انجام می‌شود تا هر دو مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس رفع شود و ضرایب درست و قابل اعتماد به دست آید. نتایج برآورد نهایی در جدول زیر قابل مشاهده است:

جدول ۶: برآورد نهایی

متغیر وابسته مدل: Gini				
متغیرها	ضریب برآورد	آماره Z	سطح خطا	انحراف از معیار
Se	۰/۰۰۱۲۱	۴/۴۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲۷۰
RpGDP	-۰/۰۰۴۵۰	-۴/۴۹	۰/۰۰۰	۰/۰۱۰۰۴
Ge	۰/۰۰۰۰۶	۲/۶۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰۰۲
Inf	۰/۰۰۷۷۵	۶/۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱۲
Cons	۰/۳۴۲۰۰	۲۰/۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۱۲۰۶
آماره F	۷۰/۳۹			
سطح خطا	۰/۰۰۰			

(منبع: محاسبات پژوهش)

همان گونه که از جدول (۶) مشاهده می‌شود ضرایب تمامی متغیرها در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار هستند و سطح احتمال خطا کمتر از ۰/۰۱ است. آماره (F) نیز حاکی از معنی‌داری بسیار بالای کل رگرسیون است. نحوه اثرگذاری تمام متغیرهای مستقل بر ضریب جینی به‌استثنای اشتغال در بخش خدمات که انتظار می‌رفت رابطه معکوس با ضریب جینی داشته باشد، مطابق انتظار است.

اشتغال در بخش خدمات از نظر آماری معنی‌داری بسیار بالایی دارد و تأثیر مستقیم بر ضریب جینی دارد به این صورت که با افزایش یک درصدی اشتغال در بخش خدمات شاخص، ضریب جینی معادل ۰/۰۰۱۲۱ واحد افزایش می‌یابد و نابرابری درآمدی در بین استان‌های کشور بدتر می‌شود. نتیجه به‌دست آمده از برآورد نهایی باعث می‌شود تا فرضیه اصلی پژوهش رد شود، زیرا فرضیه اصلی تحقیق تأثیر منفی و معنی‌دار اشتغال در بخش خدمات بر نابرابری بود. با اینکه فرضیه تحقیق رد شد، در قسمت مبانی نظری مطرح شد که اشتغال در بخش خدمات می‌تواند آثار متفاوتی بر نابرابری درآمدی داشته باشد و در کشورهای درحال توسعه مانند ایران می‌تواند اثر مستقیم بر نابرابری داشته باشد به دلیل این که در کشورهای درحال توسعه مانند ایران -همان طور که داده‌های مرکز آمار نشان داد- اغلب افراد جذب مشاغل کم‌درآمد در بخش خدمات می‌شوند.

متغیر درآمد سرانه ارتباط معکوس و معنی‌داری با ضریب جینی دارد به این معنی که با ثابت بودن سایر متغیرهای کنترلی، هر واحد افزایش در درآمد سرانه، ضریب جینی را به میزان ۰/۰۰۴۵۰ کاهش می‌دهد که کاملاً مطابق با مبانی نظری و مطالعات تجربی است که افزایش درآمد سرانه منجر به عادلانه‌تر شدن توزیع درآمد می‌شود.

مخارج دولت، دیگر متغیر کنترلی مدل است که کاملاً معنی‌دار است. ضریب برآورد شده برای مخارج علامت مثبت دارد و ارتباط مستقیمی با ضریب جینی دارد. با فرض ثبات سایر متغیرها هر واحد افزایش در مخارج دولت ضریب جینی را ۰/۰۰۰۰۶ واحد افزایش می‌دهد. از عمده‌ترین دلایل

این ارتباط می‌توان به نبود سیستم شفاف دولتی در کشورهای در حال توسعه اشاره کرد. افزایش مخارج دولت منجر به بزرگ‌تر شدن دولت می‌شود که دستوری شدن اقتصاد را به همراه دارد. به علاوه به دلیل نبود شفافیت سیستمی، این مخارج عمدتاً به گروه محدودی از افراد جامعه اختصاص می‌یابد که نتیجه آن، افزایش نابرابری درآمدی در جامعه خواهد بود.

تورم دیگر متغیر کنترلی مدل است که کاملاً معنی‌دار است. تورم تأثیر مستقیم بر ضریب جینی دارد، یعنی با بالا رفتن تورم ضریب جینی افزایش می‌یابد و وضعیت نابرابری بدتر می‌شود. ضریب برآورده شده تورم معادل 0.0775 است، به معنی اینکه با فرض ثبات سایر متغیرها، هر یک واحد افزایش در نرخ تورم استان‌های کشور، ضریب جینی معادل 0.0775 واحد بیشتر می‌شود و نابرابری در استان‌های ایران بدتر می‌شود. در مبانی نظری و تمام مرور ادبیات صورت گرفته اشاره شد که تورم تأثیر مستقیم بر نابرابری درآمدی دارد.

یافته‌های مطالعه حاضر می‌تواند به شناخت عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران کمک کند. در مرحله بعد با اتخاذ سیاست‌های درست و اصولی می‌توان این عوامل را کنترل کرد تا نابرابری درآمدی بین استان‌های ایران کاهش یابد و در نهایت رشد و توسعه و افزایش رفاه عمومی در تمام استان‌های کشور فراهم شود.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

باتوجه به مرور ادبیات، بیکاری از مهم‌ترین شاخص‌های اثرگذار بر نابرابری درآمدی است. اشتغال در بخش خدمات، پتانسیل بسیار بالایی برای ایجاد اشتغال دارد، زیرا افراد با هر سطح از توانایی، مهارت و تحصیلات می‌توانند شغل متناسب خود را در این بخش از اشتغال داشته باشند. به همین دلیل در پژوهش حاضر، به بررسی نحوه اثرگذاری اشتغال در بخش خدمات بر نابرابری درآمدی پرداخته شد. همان‌گونه که نتایج نشان دادند، طی دوره بررسی، اشتغال در بخش خدمات بر نابرابری درآمدی استان‌های ایران اثر داشته است، ولی برخلاف نتایج اغلب کشورهای توسعه یافته، اشتغال در بخش خدمات باعث بدتر شدن اوضاع نابرابری در استان‌های ایران شده است. نتیجه به دست آمده دلایل بسیار زیادی دارد. اصلی‌ترین دلیل این نتیجه در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، همان‌طور که در مبانی نظری اشاره شد این است که اغلب افراد به مشاغل کم‌درآمد خدماتی جذب می‌شوند. این گروه از مشاغل خدماتی اغلب نیاز به مهارت خاص یا امکانات و زیرساخت ندارند به همین دلیل افراد جذب آن می‌شوند. افزایش شاغلین این گروه مشاغل خدماتی نابرابری درآمدی را کاهش نمی‌دهد، بلکه در مقابل باعث بدتر شدن اوضاع نابرابری درآمدی در جامعه می‌شود.

به این ترتیب نتایج مطالعه حاضر با نتایج پژوهش‌های صورت گرفته در سال‌های اخیر در کشورهای توسعه یافته، به ویژه پژوهش لئو (۲۰۱۷) یکسان نیست، اما با یافته‌های پژوهش‌های لورنس و نلسون (۱۹۸۵) و لارنس (۲۰۱۳) مطابقت دارد. از اصلی‌ترین دلایل همان‌گونه که محمدی سرشت (۱۳۹۹) در مطالعه خود نشان داد باتوجه به شرایط هر منطقه تأثیرگذاری بخش‌های مختلف اقتصادی متفاوت است.

نتایج این مطالعه نشان‌دهنده اثر معکوس درآمد سرانه بر نابرابری درآمدی است، به این معنی که با افزایش درآمد سرانه در استان‌های ایران، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد. این نتیجه کاملاً مطابق با ادبیات مربوطه است. همان‌طور که مهیک (۲۰۱۸) و یوسف‌زاده (۱۳۹۹) نیز نشان دادند با افزایش درآمد افراد جامعه، توزیع درآمدی عادلانه‌تر می‌شود و اختلاف درآمدی در جامعه کاهش می‌یابد. همچنین نتایج نشان‌دهنده تأثیر مستقیم مخارج دولت بر نابرابری درآمدی است، به این معنی که با بیشتر شدن مخارج دولت در استان‌های کشور نابرابری درآمدی نیز بیشتر می‌شود. از دلایل این اثر مستقیم همان‌گونه که در قسمت مبانی نظری به صورت کامل بیان شد می‌توان به نبودن سیستم شفاف دولتی در کشورهای در حال توسعه اشاره کرد که با نتایج پژوهش‌های نولان (۲۰۰۹) و یوسف‌زاده (۱۳۹۹) مطابقت دارد، به گونه‌ای که با کاهش مخارج دولت، اختلاف طبقاتی کاهش می‌یابد.

نتایج تأثیر مستقیم و معنی‌داری نرخ تورم بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران را نشان داد، به این معنی که با افزایش تورم در استان‌های کشور، نابرابری درآمدی نیز افزایش می‌یابد. نتایج به دست آمده مطابق مرور ادبیات و مطالعات انجام‌شده توسط تالاسینوس و همکاران (۲۰۱۲) و زمردیان و همکاران (۱۳۹۹) است.

در اغلب کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، توجه بیشتر به بخش صنعت است. این در حالی است که داده‌های بانک جهانی نشان می‌دهد که حدود ۷۰-۸۰ درصد از اشتغال کشورهای پیشرفته جهان در بخش خدمات است و توجه ویژه‌ای به این بخش می‌شود. غالب مباحث زیرساختی نیز همان‌گونه که مطرح شد به اشتغال در بخش خدمات برمی‌گردد. با وجود تمام مزیت‌ها و تجربه کشورهای مختلف، کشور ما نتوانسته از ظرفیت‌های موجود در این بخش به خوبی استفاده کند. هنوز بسیاری از سیاست‌گذاران در ایران به بخش خدمات نگاه مشاغل سطح پایین، دلالی و واسطه‌گری دارند که مانع از توجه جدی به این حوزه شده است، در صورتی که بخش خدمات شامل مشاغل سودده بوده و به رشد و توسعه کشور کمک زیادی می‌کند. دولت و مدیران ارشد کسب‌وکارها باید افراد شاغل در بخش‌های پایین‌رده خدمات را از طریق آموزش ضمن خدمت و دوره‌های مهارت‌آموزی به لحاظ مهارتی و تجربی ارتقا دهند تا به سمت مشاغل بالارده خدماتی هدایت شوند و موقعیت شغلی با درآمد بیشتری در بخش خدمات داشته باشند تا از این طریق نابرابری درآمدی کاهش یابد. باتوجه به اشتغال در این بخش می‌توان به اشتغال در بخش صنعت و کشاورزی نیز کمک کرد تا بهره‌وری بیشتری داشته باشند و در نهایت به رشد و توسعه بیشتر کشور منجر شود.

References

- Akhoei, A. (2007) *Inequality of income distribution and an analysis of causes, consequences and policies*. Tehran: Publications of the Institute of Business Studies and Research. [In Persian]
- Ali Asgharpour Mozirji, H., Momeni, F. & Banoui, A. A. (2013). Changing Service Sectors in a Development Process: Comparison of Distributive and Productive Services. *Economic Policy*, 6(11), 92-122. [In Persian]
- Amini A. (2002). Analyzing Effective Factors on Economic Sectors' Labor Demand and Employment Projections in the 3rd Development Plan. *JPBUD*. 7(2), 53-86. [In Persian]
- Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data*, Third Edition. McGraw-Hill, US.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 4). Chichester: John Wiley & sons, United Kingdom.
- Biranvand, M. (2014). *An interprovincial study of the effect of inflation and unemployment on income distribution in Iran*. Master's thesis, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad. [In Persian]
- Chu, Ke-young., Davoodi, H. & Gupta, S. (2000). Income Distribution and Tax and Government Social Spending Policies in Developing Countries. *World Institute for Development Economics Research (WIDER). Working Papers* 214, 2-30.
- Cowell, F. A. (2015). *Income Distribution and Inequality*. In the Elgar Companion to Social Economics, Second Edition. Edward Elgar Publishing.
- Dehghanian Fard, Z. (2011). *The distributional effects of government health expenditures, an inter-provincial study 1379-1388*. Master's thesis, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan. [In Persian]
- Eusufzai, Z. (1997). The Kuznets Hypothesis: An Indirect Test. *Economics Letters*, 54(1), 81-85.
- Foellmi, R. & Zweimuller, J. (2008). Structural change, Engel's consumption cycles, and Kaldor's facts of economic growth. *J. Monet. Econ* (55): 1317-1328.
- Goldfarb, R. S. & Thomas C. L. (2005). Inequality of What among Whom?. *Research in The History of Economic Thought and Methodology*, (23), 75-118.
- Gustafsson, B. & Johansson, M. (1997). In search for a smoking gun: What makes income inequality vary over time in different countries?. *LIS working paper*, 172.
- Hakimian, M. (1999). Examining the role of the service sector in Iran's economy. *Manager of Shaz Tehran*. (6), 33-61. [In Persian]
- Heydari, H. & Hassanzadeh, A. (2015). The relationship between income inequality and economic growth in Iran. *Social Welfare*, 16(63), 89-125. [In Persian]
- Hillbom, E., & Bolt, J. (2015). Changing Income Inequality and Structural Transformation: The Case of Botswana 1921-2010. *World Institute for Development Economic Research (UNU-WIDER)*. Doi:10.35188/UNU-WIDER/2015/913-8

- Lawrence, J. A. (2013). *Earnings Inequality in U.S. Metropolitan Regions: the Role of the Financial Services and Information Technology Industries*. Master of Public Affairs. University of Texas at Austin.
- Litchfield, J. A. (1999). *Inequality: Methods and Tools*. Text for World Bank's Web Site on Inequality, Poverty and Socio-Economic Performance.
- Liu, Y. (2017). The impact of income distribution on structural transformation: The role of extensive margin. *Economic Modelling*, (64), 357-364.
- Mehic, A. (2018). Industrial employment and income inequality: Evidence from Panel data .Structural Change and Economic Dynamics, *Elsevier*, 45(C) : 84-93.
- Mohammadi Seresht, V. (2019). *The effect of sector growth on income inequality in the provinces of Iran*. Master's thesis, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University. [In Persian]
- Nelson, J.I, & Lorence, J. (1985). Employment in service activities and inequality in metropolitan areas. *Arban affairs quarterly*, 21(1), 106-125.
- Nolan, B. (2009). Income inequality and public policy. *Economic and social review*, 40(4), 489-502.
- Piketty, T. (2004). *Capital in the twenty-first century*. Cambridge, MA, London.
- Quydel, S. & Azizi, Kh. (2008). Identifying factors affecting the share of employment in the service sector and its sub-sectors studied in Iran. *Journal of Humanities and Social Sciences "Economic Sciences"*. 8(28), 18-36. [In Persian]
- Raghofer, H., Khoshdast, F., & Yazdanpanah, M. (2011). Measuring income inequality in Iran from 1363-1389. *Social Welfare*, 12(45 (Poverty (1))), 241-266. [In Persian]
- Shakri, A. & Maliki, A. (2017). Evolution in the idea of income distribution in the 20th century, moving from functional distribution to the distribution of a certain amount of income. *Economic research paper*. 9(35): 57-88. [In Persian]
- Tayebnia, A. (1995). Monetary explanation of inflation: Iran's experience. *Journal of Economic Research*, 49(31), 43-74. [In Persian]
- Thalassinos, E., Ugurlu, E., & Muratoglu, Y. (2012). Income inequality and inflation in the EU. *European Research Studies Journal*, 15(1), 127-140.
- Ulu, M. I. (2018). The Effect of Government Social Spending on Income Inequality in OECD: A Panel Data Analysis. *Uluslararası Ekonomi Siyaset İnsan Ve Toplum Bilimleri Dergisi*, 1(3):184-202.
- Yousefzadeh, F. (2015). *Investigating the effect of industrial employment on income inequality in the provinces of Iran during the years 2018-2019*. Master's thesis, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Ferdowsi University of Mashhad. [In Persian]
- Zhang, X., Shenggen, F., Spoor, M., Heerink, N., & Qu, F. (2007). Fiscal Decentralization, Nonfarm Development, and Spatial Inequality in Rural China. *Dragons with Clay Feet*, 71-81.

Service Employment and Income Inequality in Iran

Maryam Rishehchi Fayyazi

Mohammad Ali Falahi²

Mehdi Feizi³

Received: 2023/08/26

Accepted: 2023/10/15

Introduction

Inequality in income distribution and social class inequality are among the most serious challenges faced by societies. Revolutionary movements often strive to reduce inequality and establish a more just society. The social class inequality and unfair income distribution have adverse social, economic, and cultural impacts on the community. Therefore, one of the governments' primary and essential tasks is to create equitable opportunities and address social inequalities. Therefore, it is necessary to identify the influential factors and define precise and reliable variables for measuring inequality.

Methodology

In this research, various methods for estimating the Gini coefficient are applied. This thesis will employ panel data models to investigate the effects of variables such as employment rate in the service sector, per capita income, inflation, and government expenditure on the Gini coefficient.

Results and Discussion

The final results of this study demonstrate that: first, per capita income significantly negatively impacts income inequality in the studied provinces during this period. In other words, as the per capita income of provinces increases, the level of income inequality decreases. Second, according to the findings of this research, government expenditure in each province have a positive and meaningful effect on income inequality. As government expenditure increases, income inequality will also rise. Inflation also positively and significantly impacts inequality, as increasing inflation leads to higher income inequality among provinces. Finally, employment in the service sector has a positive and significant effect on income inequality in the Iranian provinces, meaning that as the employment share in the service sector increases, income inequality will also increase.

Conclusion

Income inequality does not solely encompass economic issues, it will also extend to a wide range of social, economic, and even political matters. For this reason, achieving social justice has been one of the most complex and significant responsibilities of governments throughout history. Establishing fairness and equality in society can lead to development goals, economic growth, prosperity,

-
1. M.A. Student in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
Email: Maryam.rfayyaz@gmail.com
 2. Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran (Corresponding Author). Email: falahi@um.ac.ir
 3. Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
Email: feizi@um.ac.ir

increased security, and overall societal well-being. To attain a reasonable level of income equality, it is imperative first to define a suitable index for measuring the extent of inequality that is precise, measurable, and reliable. Subsequently, it is necessary to identify the key and influential factors contributing to income inequality and, ultimately, take steps to reduce income inequality."

The main objective of this research is to investigate the impact of employment in the service sector on income inequality in the provinces of Iran during the years 2011-2019. As the results have shown, throughout the study period, employment in the service sector has affected income inequality in the Iran's provinces. However, contrary to the results in most developed countries, employment in the service sector has worsened income inequality in provinces. There are multiple reasons for the results obtained. As explained in the theoretical background, a major contributing factor in developing countries like Iran is the prevalence of low-paying service jobs that attract many individuals. Many service jobs within this category do not require specialized skills or infrastructure, making them appealing to individuals seeking employment. Employing more individuals from this group in service jobs does not decrease income inequality. It may exacerbate income inequality within society.

In all economies, service sector complements other sectors and facilitates the conduct of different activities, greatly influencing the quality of outcome. If educational, health, and recreational services are not available in society, the workforce will not be efficient, and desirable productivity will not be achieved, thus affecting the economy negatively. In addition, in production sector, service institutions have the highest efficiency in adding value to goods. Service institutions can be divided into three main categories: (1) primary institutions, including research and development institutions. (2) secondary institutions that operate in activities such as engineering, legal, and consultancy services. (3) Final institutions that play a role in activities such as packaging, sales, and advertising. Another advantage of the service sector is related to education. The more educated the workforce, the higher the productivity level will be.

The concepts mentioned above are just a few of the job advantages in service sector. Nevertheless, in most developing countries, including Iran, more attention is paid to the industrial sector. This is despite World Bank data showing that about 70-80 percent of employment in advanced countries is in service sector, and special attention is paid to that. Most fundamental discussions also revolve around employment opportunities there. Despite all the advantages and experiences of different countries, Iran has not been able to use the existing capacities in this sector effectively. Many policymakers still view the service sector as low-level jobs, brokerage, and intermediaries, which has prevented serious attention to this sector, even though the service sector includes profitable jobs and contributes significantly to the growth and development of the country. Employment in this sector can also help employment in the industrial and agricultural sectors achieve higher productivity levels.

Keywords: Income Inequality, Gini Coefficient, Service Employment, Unfair Distribution, Iran's provinces

JEL Classification: D6, O14, O25

پیدایش مناطق اقتصادی بین‌المللی در راستای انسجام

اقتصاد جهانی

مصطفی حیدری هراتمه^۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۶/۲۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۷/۲۳

چکیده

شکل‌گیری جوامع/مناطق اقتصادی می‌تواند راهبردی برای کاهش محدودیت‌ها و افزایش تعاملات تجاری و امنیت آن از طریق ارتباط نزدیک میان کشورها باشد. نظریه وابستگی به منابع بیان می‌دارد که اگر بنگاهی تا حد زیادی به بازار موردنظر وابسته باشد، آنگاه به‌وسیله بازیگران در آن بازار محدود خواهد شد و نظریه شبکه پیچیده ابزار مفیدی برای تجزیه و تحلیل تعاملات مابین کشورها به‌طور سیستماتیک است، به‌ویژه زمانی که تعداد کشورها و پیوندهای مابین آن‌ها زیاد باشد. بنابراین هدف پژوهش، بررسی و شناخت نقش نظریه وابستگی به منابع و نظریه شبکه پیچیده در شکل‌گیری مناطق اقتصادی بین‌المللی در راستای یکپارچگی اقتصاد جهانی، در نظر گرفته شد. داده‌های متغیرهای پژوهش از کشورهای فعال در تجارت بین‌المللی و براساس در دسترس بودن داده‌های COMTRADE سازمان ملل در دوره زمانی ۱۳۹۰ - ۱۴۰۰ استخراج گردید که به‌دلیل حجم زیاد داده‌ها، ۲۲ کشور به‌عنوان نمونه انتخاب شدند که حجم تجارت حداکثری از کل این تجارت بین‌الملل را به خود اختصاص داده‌اند. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل‌ها از رگرسیون دوجمله‌ای منفی استفاده گردید. نتایج نشان داد: عامل شریک تجاری تأثیر مثبتی بر شکل‌گیری جوامع تجاری بین‌المللی دارد، یعنی زمانی که کشوری با تعداد زیادی از شرکای تجاری همکاری می‌کند یا موقعیت برتر در شبکه تجاری بین‌المللی داشته باشد، احتمال بیشتری دارد که کشورهای دیگر مناطق یکسانی با آن کشور تشکیل دهند. همچنین وقتی که کشوری خود را وابسته به منابع کشورهای دیگر می‌داند، احتمال شکل‌گیری جامعه‌ای مشابه با دیگر کشورها افزایش پیدا می‌کند. درنهایت، موقعیت در شبکه نقش مثبتی در تنظیم روابط بین وابستگی به منابع و مناطق اقتصادی بین‌المللی ایفا می‌کند.

واژگان کلیدی: تجارت بین‌المللی، مناطق اقتصادی، نظریه وابستگی به منابع، نظریه شبکه پیچیده

طبقه‌بندی: F23, FO2 Q34, JEL

۱. مقدمه

مبادله آزاد، عادلانه و متقابل کالا و خدمات بین دو کشور تحت عنوان تجارت بین الملل یاد می شود. جریان روان تجارت بین الملل تضمین می کند که اقتصاد جهانی علی رغم اختلافات سیاسی، اجتماعی و فرهنگی همچنان به رشد خود ادامه داده و به سمت شکل گیری سازمان ها و جوامع تجاری در سطح بین الملل به سرعت پیش می رود. سازمان های تجاری، همچون سازمان تجارت جهانی و سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک)^۲، رایج ترین جوامع شکل گرفته براساس توافقات تجاری یا استراتژی های سیاسی هستند. این سازمان ها قوانین تجاری جهانی بین کشورها را تعیین می کنند تا هموار بودن جریانات تجاری را تضمین کنند.

به طور مشابه، در شبکه تجارت بین المللی نیز کشورها به جوامع مختلف دسته بندی می شوند. این جوامع براساس روابط تجاری/ اقتصادی شکل گرفته اند. کشورهایی که در جامعه یکسانی قرار دارند، رابطه تجاری نزدیکی با هم دارند، در حالی که کشورهایی که در جوامع مختلف قرار دارند دارای روابط تجاری ضعیفی هستند که نشان می دهد پدیده دسته بندی در حوزه تجارت بین المللی منابع تأثیر دارد. این جوامع همچنین به طور معناداری موجب ارتقای تجارت آزاد شده و امنیت تجاری را بهبود می بخشند و شرایط تجاری مساعدی ایجاد می کنند. کشورهایی که تا حد زیادی بر منابع خارجی تکیه دارند، جهت توسعه بلندمدت لازم است، مناطق اقتصادی ایجاد یا به چنین مناطق/ جوامعی بپیوندند (هیلمن و دیگران^۳، ۲۰۰۹).

مطالعات انجام شده دانش زیادی درخصوص جامعه و ویژگی های ساختاری شبکه تجارت بین المللی ارائه کرده اند، اما تحقیقات محدودی به شکل گیری مناطق اقتصادی و بررسی عوامل ترویج و گسترش آن پرداخته اند. همچنین طبق گزارش مرکز پژوهش های مجلس سهم تجارت کشور از سهم تجارت خارجی طی دوره زمانی ۱۳۹۵ تا سال ۱۳۹۹ همواره سهم ایران کمتر از نیم درصد بوده و علی رغم اینکه حجم تجارت خارجی از حدود ۲۳ هزار میلیارد دلار در سال ۱۳۹۵ به حد ۳۵ هزار میلیارد دلار در سال ۱۳۹۹ افزایش یافته است، اما وضعیت تجارت ایران بدتر شده و سهم آن از ۰/۳ درصد در سال ۱۳۹۵ به ۰/۲ درصد در سال ۱۳۹۹ کاهش یافته است. این امر بیانگر روند ضد ادواری تجارت خارجی کشور در مقایسه با تجارت جهانی بوده و نشان دهنده ضعف زیرساخت های بازرگانی یعنی لجستیک، بیمه، ترانزیت، بازاریابی، حفظ ماندگاری در بازار و ... و فقدان استراتژی توسعه تجاری است. ضعف دیپلماسی فعال اقتصادی و تجاری و همچنین توجه ناکافی به اهمیت بازرگانی خارجی در اقتصاد ایران است.

بنابراین پژوهش حاضر در شرایطی که همکاری تجاری بین المللی فعلی، بیشتر و بیشتر اهمیت پیدا کرده است می تواند ضرورت بیشتری پیدا کند. امروزه همه کشورها به دنبال شرکای تجاری

1. World Trade Organization

2. Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

3. Hillman, et al. (2009)

مناسبی هستند تا از این طریق بتوانند موقعیت تجاری خود را در جهان بالا ببرند. شکل گیری مناطق اقتصادی می تواند استراتژی ای برای کاهش محدودیت ها و افزایش امنیت تجاری از طریق ارتباط نزدیک میان کشورها باشد. زمانی که به تجزیه و تحلیل واضح این موضوع پرداخته می شود که چه چیزی ممکن است کشوری را برانگیزاند تا به شکل گیری یک جامعه بپردازد، آنگاه می توان نقشی را که جامعه موردنظر کشور مربوطه در تجارت جهانی ایفا کرده، بهتر درک کرد. بنابراین، دو سؤال اصلی مطرح می شود که باید پاسخ داده شود: ۱. مناطق اقتصادی چگونه شکل می گیرد؟ و ۲. چه عواملی بر شکل گیری مناطق اقتصادی تأثیر می گذارند؟ براساس مطالعات صورت گرفته، نظریه وابستگی به منابع^۱ و نظریه شبکه پیچیده^۲ می توانند این سؤالات را به خوبی توضیح دهند.

با توجه به نظریه وابستگی اگر بنگاهی/ کشوری تا حد زیادی به بازار موردنظر/ تجارت منابع خاصی وابسته باشد، آنگاه به وسیله بازیگران در آن بازار محدود خواهد شد. همچنین مطابق با نظریه شبکه پیچیده، زمانی که تعداد کشورها و پیوندهای مابین آنها زیاد باشد، با افزایش شرکای تجاری، شکل گیری و مدیریت مناطق اقتصادی به مسئله ای پیچیده تبدیل می شود.

از این رو پژوهش حاضر با ادغام نظریه وابستگی به منابع و نظریه شبکه پیچیده در یک مدل تحلیلی جدید، به بررسی وابستگی یک کشور به شرکای دیگر، ساختار جامعه و عوامل تأثیرگذار بر شکل گیری آن، براساس مدل تجارت بین المللی می پردازد. در ادامه چهارچوب نظری و تبیین فرضیه ها ارائه می شود. سپس روش شناسی تحقیق شامل متغیرها، داده ها و تجزیه و تحلیل داده ها برای آزمودن فرضیه ها توصیف می شود و در نهایت نتایج و بحث های متناظر ارائه می شوند.

۲. پیشینه تحقیق

کلو سک و همکاران^۳ (۲۰۱۶) در مطالعه خود نشان دادند که اگر بنگاهی تا حد زیادی به بازار موردنظر وابسته باشد، آنگاه به وسیله بازیگران در آن بازار محدود خواهد شد. به طور مشابه، اگر کشوری به تجارت منابع خاصی وابسته باشد، آنگاه تحت تأثیر کشورهای مربوطه دیگر در آن بخش تجاری، قرار خواهد گرفت. شکل گیری جامعه تجاری می تواند راهبردی برای کاهش محدودیت ها و افزایش امنیت تجاری از طریق ارتباط نزدیک بین کشورها باشد.

ناس و همکاران^۴ (۲۰۱۷) معتقدند که نظریه شبکه پیچیده، ابزار مفیدی برای تجزیه و تحلیل تعاملات بین کشورها به طور سیستماتیک است، به ویژه زمانی که تعداد کشورها و پیوندهای مابین آنها زیاد باشد. با افزایش شرکای تجاری، شکل گیری و مدیریت مناطق اقتصادی به مسئله ای پیچیده تبدیل می شود.

-
1. resource dependence theory (RDT)
 2. complex network theory (CNT)
 3. Klossek, et al. (2016)
 4. Nuss, et al. (2016)

بیلی و همکاران^۱ (۲۰۱۶) معتقدند که کشورهایی که در موقعیت مرکزی قرار دارند معمولاً پلی برای ارتباطات و کوتاه کردن فاصله مبادله در میان کشورهای عضو، جهت بهبود انسجام تجاری، هستند. مرکزیت کشورها به طور ویژه برای آن دسته از گروه‌های تجاری اهمیت دارد که در زمینه همکاری و کنترل خیلی پیچیده هستند.

شلینکرت و ون دن بوگارت^۲ (۲۰۱۵) یک مدل چهار مرحله‌ای را برای درک تبدیل بازار عناصر منابع کمیاب از انحصار چین به چند قطبی توسعه دادند (شلینکرت و جرال، ۲۰۱۵).

هی و همکاران (۲۰۱۴) و جی و همکاران (۲۰۱۶)^۳ رویکرد تحلیلی تصمیم را برای انتخاب شرکای تجاری ایده‌آل برای چین در بازار بین‌المللی عناصر منابع کمیاب و تجزیه و تحلیل روابط رقابتی و مکمل بین کشورهای عمده دارای عناصر منابع کمیاب به کار گرفته و بیان داشتند که انتخاب شرکای تجاری معطوف به موقعیت آن‌ها در شبکه پیچیده و وابستگی به منابع خواهد بود.

توکیتو (۲۰۱۶) پیچیدگی شبکه تجارت بین‌المللی را برای محصولات اولیه پلاتین تحلیل و نشان داد که در درون جامعه شبکه تجاری، یک کشور احتمالاً از طریق موقعیت مرکزی یا هسته‌ایش، مزیت تجاری زیادی به دست می‌آورد.

جی و همکاران^۴ (۲۰۱۶) روش شبکه پیچیده را برای تجزیه و تحلیل روابط رقابتی و مکمل بین کشورهای تجارت منابع کمیاب اتخاذ و آن‌ها را دسته بندی کردند. وانگ و همکاران^۵ (۲۰۱۶) از روش شبکه پیچیده برای بحث در مورد پویایی فضایی جوامع تجاری و نقش کشورهای عمده در تجارت جهانی عناصر کمیاب استفاده کردند. علاوه بر این، آن و همکاران^۶ (۲۰۱۴) ویژگی‌ها و تکامل روابط تجاری بین‌المللی نفت خام را با استفاده از روش شبکه پیچیده مورد بحث قرار دادند.

گارلسچلی و همکاران^۷ (۲۰۰۷) استدلال می‌کنند که تقسیم جوامع در شبکه تجاری براساس محل جغرافیایی یا تولید ناخالص داخلی است، نه توافقات تجاری منطقه‌ای.

جی و همکاران (۲۰۱۴) و ژانگ و همکاران (۲۰۱۴)^۸ به بررسی ویژگی‌های تکاملی جوامع پرداخته و پایداری تجارت بین‌المللی را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند.

هوانگ و همکاران (۲۰۱۷)، وستفال و همکاران (۲۰۰۶) و ژانگ و همکاران (۲۰۱۷)^۹ چنین استدلال می‌کنند که جوامع در تجارت بین‌المللی با تثبیت جریان منابع باعث افزایش قدرت تجاری می‌شوند.

1. Bailey, et al. (2016)
2. Schlinkert & van den Boogaart (2015)
3. He, et al. (2014) & Ge, et al. (2016)
4. Ge, et al. (2016)
5. Wang, et al. (2016)
6. An, et al. (2014)
7. Garlaschelli, et al. (2007)
8. Ji, et al. (2014) & Zhang, et al. (2014)
9. Huang, et al. (2017), Westphal, et al. (2006) & Zhong, et al. (2017)

بریک لند (۱۹۹۷) و تی روجان (۱۹۸۶) معتقدند موقعیت بین‌المللی کشورها از طریق همکاری با دیگر کشورها بهبود پیدا می‌کند.

زای و همکاران (۲۰۱۶) و ژنگ و زای (۲۰۱۷) نشان دادند که نظریه وابستگی به منابع بیان می‌دارد که اگر بنگاهی تا حد زیادی به بازار موردنظر وابسته باشد، آنگاه به‌وسیله بازیگران در آن بازار محدود خواهد شد.

آن و دیگران (۲۰۱۴)، گائو و همکاران (۲۰۱۴)، میلو و همکاران (۲۰۰۲) و روبینوف و اسپرنز (۲۰۱۰) معتقدند که نظریه شبکه پیچیده ابزار مفیدی برای تجزیه و تحلیل تعاملات بین کشورها به‌طور سیستماتیک است، به‌ویژه زمانی که تعداد کشورها و پیوندهای بین آن‌ها زیاد باشد. اگرچه این مطالعات دانش زیادی درخصوص جامعه و ویژگی‌های ساختاری شبکه تجارت بین‌المللی ارائه کرده‌اند، محققان معدودی به مطالعه شکل‌گیری مناطق اقتصادی و اینکه چه چیزی موجب ترویج شکل‌گیری مناطق اقتصادی می‌شود، پرداخته‌اند.

۳. مبانی نظری

۳-۱. ارتباط مناطق اقتصادی با نظریه وابستگی به منابع و شبکه‌های پیچیده (موقعیت شبکه)

نظریه وابستگی به منابع، سازمان را در محیط خود به‌عنوان واحد تجزیه و تحلیل مورد استفاده قرار می‌دهد. این تئوری بر تمرکز سازمان روی کاهش عدم قطعیت و مدیریت روابط داخل شرکت و نابرابری‌های قدرت تأکید می‌کند. این عناصر کلیدی در داخل تئوری وابستگی منابع به هم مرتبط هستند. موضوعی اصلی در تئوری وابستگی منابع این است که سازمان‌ها جهت کاهش نااطمینانی‌های محیطی به‌وسیله مبادله با محیطشان تلاش خواهند نمود. منطق تئوری این است که سازمان‌ها سیستم‌هایی باز هستند که بقا و توسعه آن‌ها توسط اثرات خارجی محدود می‌شود. برخی منابع کمیاب هستند و توسط سازمان‌های دیگر در محیط کنترل می‌شوند. سازمان‌ها به‌منظور استمرار بقا و رشد، مجبور به استفاده از استراتژی‌های مختلفی برای تضمین ورودی‌ها از تأمین‌کنندگان و خروجی‌ها به خریداران می‌باشند.

نظریه وابستگی به منابع اغلب برای بررسی نحوه کمک به شرکت‌ها جهت کاهش عدم اطمینان و وابستگی به اثرات خارجی و با هدف مدیریت محیط خود، مورد استفاده قرار می‌گیرد. نظریه وابستگی به منابع بر سازگاری سازمانی با عدم اطمینان محیطی از طریق مدیریت فعال سازمانی جریان منابع و وابستگی‌ها تأکید دارد. نظریه وابستگی به منابع، به‌طور گسترده در مطالعات مورد استفاده قرار گرفته است تا توضیح دهد که سازمان‌ها چگونه وابستگی متقابل زیست‌محیطی و

1. Brakeland (1997) & Trojan (1986)

2. Xia, et al. (2016) & Zheng & Xia (2017)

3. An, et al. (2014a), Gao, et al. (2014), Milo, et al. (2002) & Rubinov & Sporns (2010)

عدم قطعیت را کاهش دهند (هیلمن و دیگران، ۲۰۰۹). اگرچه نظریه وابستگی به منابع و نظریه شبکه پیچیده، رویکردهای متمایزی برای توضیح تصمیمات سازمان ارائه کرده‌اند، برخی مطالعات تنها مفاهیم پایه‌ای آن‌ها را نشان می‌دهند.

همچنان که گفته شد جامعه براساس روابط تجاری ساخته می‌شود نه توافقات، همچون توافق تجارت آزاد^۲ و توافقی تجاری و اقتصادی جامع^۳. اگرچه برخی کشورها در سازمان تجاری خاصی براساس توافق تجاری مربوطه عضو نیستند، براساس رابطه تجاری به همان جامعه می‌پیوندند که قدرت آن‌ها در تجارت بین‌المللی را افزایش می‌دهد. بنابراین، به مطالعه این موضوع پرداخته می‌شود که چه عامل یا عواملی می‌توانند بر شکل‌گیری مناطق اقتصادی یک کشور، یعنی بر تخصیص منابع یا ترکیب آن تأثیر بگذارند. یک کشور از طریق محیط تجارت آزاد می‌تواند از طریق مبادله، به منابع لازم جهت بقا و پیشرفت دسترسی داشته باشد. این کشورها برای جست‌وجوی منابع تکمیلی و اجتناب از عدم قطعیت معمولاً به جامعه‌ای تجاری می‌پیوندند. نظریه وابستگی به منابع استدلال می‌کند که یک کشور همیشه می‌کوشد تا وابستگی‌اش به اقتصادهای خارجی را کاهش دهد و وابستگی کشورهای دیگر را افزایش دهد.

با تشکیل مناطق اقتصادی با دیگر کشورها، می‌توان به منابع کلیدی دسترسی پیدا کرد که توسط دیگر کشورها کنترل می‌شوند. اوزمل و دیگران^۴ (۲۰۱۳) این منطق را برای مطالعه شکل‌گیری توافقی‌های دوطرفه به کار می‌برند و متوجه می‌شوند که هرچه وابستگی متقابل دو سازمان دارای موقعیت یکسان بیشتر باشد، آنگاه احتمال یکپارچه‌سازی منابع و ظرفیت‌های هر دو طرف از طریق توافقی‌های راهبردی، بیشتر است. به علاوه، زای و دیگران^۵ (۲۰۱۶) چنین مطرح می‌کنند که در میان اشکال توافقی مختلف، سرمایه‌گذاری‌های مشترک منعکس‌کننده تعهدات قوی بنگاه‌ها در صنعت هدف هستند و در کاهش محدودیت‌های منابع از جانب شرکا بسیار مؤثرتر عمل می‌کنند. استدلال می‌شود که وابستگی متقابل و منطق اجتناب از قدرت را نیز می‌توان برای توضیح شکل‌گیری مناطق اقتصادی به کار برد.

یک کشور ممکن است با کشورهای بسیاری جهت به‌دست آوردن منابع مختلف، ارتقای ظرفیت‌های رقابتی بین‌المللی‌اش و اجتناب از ریسک تجاری همکاری کند. به عبارت دیگر، کشوری با مشارکت در مناطق اقتصادی ممکن است اتکای خود به محیط خارجی را کاهش دهد و از تهدیدات رقبایش اجتناب کند. مطالعات تجربی درخصوص توافقات استراتژیک چندطرفه، این احتمال را تأیید می‌کنند، مثلاً هنگامی که توافقی تحقیق و توسعه برای اعضا خیلی لازم است، احتمال بیشتری دارد که در پیمان موردنظر باقی بمانند. بنابراین، فرضیه زیر مطرح می‌شود:

1. Hillman, et al. (2009)
2. Free Trade Agreement (FTA)
3. Comprehensive Economic and Trade Agreement (CECA)
4. Ozmel, et al. (2013)
5. Xia, et al. (2016)

فرضیه ۱. هرچه کشورها به منابع کشورهای دیگر، وابستگی بیشتری داشته باشند، احتمال بیشتری دارد که به مناطق اقتصادی یکسانی با دیگر کشورها بپیوندند.

شبکه‌های پیچیده، ابزاری جدید برای تحلیل مجموعه‌ای عظیم از داده‌ها هستند. از آنجایی که تجارت بین‌المللی دارای داده‌های کلانی است که به‌طور مرتب در حال تغییر و نوسان هستند و تحلیل این داده‌ها و مدیریت تجارت کالا یا خدمات برای سرمایه‌گذاران و مدیران شرکت‌ها کاری بس دشوار است، از این‌رو می‌توان از شبکه‌های پیچیده در تحلیل تجارت بین‌المللی استفاده کرد.

امروزه با گسترش کاربرد شبکه‌های پیچیده در علم اقتصاد، پژوهشگران زیادی تلاش می‌کنند تا با تمرکز بر روی جنبه‌های مختلف بازار، انواع متفاوتی از شبکه‌ها را بسازند و جنبه‌های مختلفی از تجارت را بررسی کنند. یکی از این شبکه‌ها، شبکه پیچیده تجارت در سطح بین‌المللی است. از طرفی نظریه وابستگی به منابع چنین استدلال می‌کند که یک سازمان از کنترل منابع اصلی به‌دست آمده است. بنابراین، قدرت، تابعی از درجه وابستگی متقابل است.

از منظر شبکه تجارت بین‌المللی، موقعیت شبکه یک کشور نیز از کنترل منابع اصلی ناشی می‌شود. بنابراین، می‌توانند شبکه تجارت بین‌المللی را ایجاد کنند. به‌طور ویژه، اگر کشوری در موقعیت مرکزی شبکه تجارت بین‌المللی قرار داشته باشد، می‌تواند دو نوع مزیت رقابتی داشته باشد (آرگائف و کلیفت، ۲۰۱۳). الف) مزیت رقابتی دارد: هرچه موقعیت شبکه‌ای یک کشور در جامعه مرکزی‌تر باشد، فراوانی تبادل اطلاعات بالاتر و دسترسی به اطلاعات سریع‌تر است. اگر کشورها بتوانند به‌موقع و به‌طور کافی به اطلاعات مربوط به محصولات، مشتریان، تکنولوژی و بازارها دسترسی پیدا کنند، آنگاه ممکن است به موقعیت برتر در این رقابت دست پیدا کنند؛ ب) مزیت کنترلی دارد: این مزیت از آنجا ناشی می‌شود که کشوری که در موقعیت مرکزی‌تری قرار دارد اطلاعات و منابع بیشتری دارد. این کشور قدرت کافی برای کنترل و توضیح جهت منابع تراکنشی، محتوی اطلاعات و فراوانی دارد (چانگ و دیگران، ۲۰۱۰، کوئین و دیگران، ۲۰۰۸) که بر منابع و جریان اطلاعات در کل شبکه تأثیر می‌گذارد. بنابراین، هرچه موقعیت یک کشور در شبکه مرکزی‌تر باشد، وابستگی آن به کشورهای دیگر کمتر است.

برای بررسی رابطه بین موقعیت شبکه و مناطق اقتصادی، مرکزیت بینابینی و مرکزیت نزدیکی در شبکه پیچیده را می‌توان استفاده کرد (فان و دیگران، ۲۰۱۴). مرکزیت بینابینی مشخص می‌کند که یک گره چه‌قدر در «وسط» «جفت‌گره‌های» دیگر در شبکه قرار دارد که توانایی کنترل منبع یک کشور به‌عنوان واسطه‌ای در شبکه را نشان می‌دهد. درحالی که مرکزیت نزدیکی، مرکزیت در شبکه را اندازه‌گیری می‌کند که میانگین فاصله از یک گره تا گره‌های دیگر را محاسبه می‌کند که توانایی ضدکنترلی کشورها درخصوص منابع را نشان می‌دهد. اگر کشوری کنترل قوی بر منابع و

1. Agranoff & Clift (2013)

2. Chang, et al. (2010), Qin, et al. (2008)

3. Fan, et al. (2014)

ظرفیت ضدکنترلی داشته باشد، آنگاه آن کشور موقعیت شبکه‌ای نسبتاً مرکزی خواهد داشت. بنابراین، می‌توان این دو شاخص را برای نشان دادن موقعیت شبکه‌ای یک کشور با هم ترکیب کرد. بنابراین، استنباط اصلی این فرضیه آن است که اگر کشوری بخواهد در شکل‌گیری مناطق اقتصادی مشابهی با کشورهای دیگر شرکت کند یا نه، به موقعیت شبکه‌ای آن بستگی دارد. بنابراین، از دیدگاه شبکه تجارت بین‌المللی، هرچه مرکزیت بینابینی و مرکزیت نزدیکی یک کشور بالاتر باشد، احتمال بیشتری دارد به عضو مناطق اقتصادی اصلی (هسته‌ای) تبدیل شود.

فرضیه ۲. هرچه موقعیت کشور در شبکه، مرکزی‌تر باشد، احتمال پیوستن آن به مناطق اقتصادی مشترک با دیگر کشورها بیشتر است.

۳-۲. تعامل وابستگی به منابع با موقعیت شبکه

قدرت حاصل از موقعیت شبکه به‌عنوان یک حقیقت حیات سازمانی به مثابه مجموعه روابط متقابل و کنش و واکنش‌های (تعامل) افراد تعریف می‌شود. چنان‌که هریک از منابع قدرت و ترکیب‌های موقعیتی مختلف آن‌ها از طریق طراحی الگوهای مفهومی خاص خود، الگوهای تعاملی و شبکه‌های ارتباطی مختلفی را به وجود می‌آورند. در این راستا دو فرضیه اول بر نقش وابستگی به منابع و موقعیت شبکه‌ای تشکیل جامعه در تجارت بین‌المللی تمرکز دارند. به‌علاوه، این دو عامل یکدیگر را تکمیل می‌کنند و می‌توانند موضوع را توضیح دهند.

همان‌طور که اوزمل و دیگران^۱ (۲۰۱۳) اشاره کرده‌اند، شکل‌گیری مناطق اقتصادی نتیجه وابستگی متقابل مابین کشورها و نقش ارتباطات بین‌المللی است. وابستگی به منابع بر نقش نیازمندی‌های استراتژیک تمرکز دارد که چنین استدلال می‌کند که شکل‌گیری مناطق اقتصادی برای اجتناب از وابستگی خارجی و قدرت دیگر کشورهاست. اما موقعیت شبکه بیشتر بر نقش رابطه اجتماعی تمرکز دارد که چنین استدلال می‌کند که مناطق اقتصادی ابزاری برای استفاده از قدرت اجتماعی کشور است. اگر کشوری با موقعیت شبکه‌ای مرکزی نیاز دارد تا منابع مهمی را از دیگر کشورها در مناطق اقتصادی به‌دست آورد، آنگاه تمایل این کشور جهت مشارکت در مناطق اقتصادی بزرگ‌تر با دیگر کشورها، خیلی بیشتر خواهد بود. به عبارت دیگر، موقعیت شبکه می‌تواند تأثیر وابستگی به منابع را بر شکل‌گیری مناطق اقتصادی تقویت کند.

فرضیه ۳. موقعیت شبکه نقش مثبتی در شکل‌گیری مناطق اقتصادی با پیش‌زمینه وابستگی به منابع ایفا می‌کند.

۴. روش‌شناسی پژوهش

داده‌های متغیرهای پژوهش از کشورهای فعال در تجارت بین‌المللی و براساس در دسترس بودن داده‌های پایگاه رسمی داده COMTRADE^۲ سازمان ملل در یک دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۴۰۰)

1. Ozmel, et al. (2013)

2. Common format for Transient Data Exchange for power systems

استخراج گردید که به دلیل حجم زیاد داده‌ها، ۲۲ کشور به‌عنوان نمونه انتخاب شدند که حجم تجارت حداکثری از کل تجارت بین‌الملل را به خود اختصاص می‌دهند. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل‌ها از رگرسیون دوجمله‌ای منفی استفاده شد که دلیل انتخاب آن به این شرح تبیین و تصریح می‌گردد: زمانی که داده‌های شمارشی و گسسته به‌عنوان متغیر پاسخ وجود دارد، روش و مدل رگرسیونی با شیوه‌های رگرسیون خطی ساده تفاوت دارد. رگرسیون پواسون^۱، یک روش در «مدل‌های خطی تعمیم‌یافته»^۲ محسوب می‌شود که در آن تابع احتمال برای «متغیر پاسخ»^۳ «توزیع پواسون»^۴ در نظر گرفته می‌شود. در نتیجه این مدل رگرسیونی برای داده‌های شمارشی مناسب است. بنابراین رگرسیون پواسون را برای مواقعی که متغیر وابسته از طریق شمارش اندازه‌گیری می‌شود، جهت مدل‌سازی با متغیرهای پیش‌گو به‌کار می‌برند. یکی از ویژگی‌های اصلی توزیع پواسون، برابری میانگین^۵ این توزیع با واریانس^۶ است، ولی ممکن است در بعضی از مشاهدات در مدل پواسون، واریانس از میانگین بزرگ‌تر باشد «بیش‌پراکنش»^۷ یا واریانس از میانگین کوچک‌تر است «کم‌پراکنش»^۸. اغلب این مشکلات به علت نادیده گرفتن یک متغیر پیش‌گوی (مستقل) مؤثر و تأثیرگذار روی متغیر وابسته رخ می‌دهند. در این حالت برای رفع این مشکل از برآورد شبه درست‌نمایی^۹ یا توزیع دوجمله‌ای منفی^{۱۰} برای توزیع متغیر پاسخ استفاده می‌شود که برای برآورد مدل‌ها از رگرسیون دوجمله‌ای منفی استفاده می‌شود.

۴ - ۱. شبکه تجارت بین‌المللی و مناطق اقتصادی

شبکه‌سازی و بین‌المللی‌سازی تجارت یکی از موضوعاتی بوده است که در سال‌های اخیر توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده و در طول زمان نیز مدل‌های بسیاری برای تبیین این فرایند ارائه شده است. نظریه شبکه پیچیده یکی از این راهبردهاست. ایده اصلی نظریه شبکه پیچیده در نظر گرفتن روابط بین بخش‌های مختلف سیستم‌های پیچیده واقعی به‌عنوان یک شبکه پیچیده است. مدل شبکه پیچیده دیدگاهی نوآورانه برای کاوش و تجزیه و تحلیل پدیده‌های سیستماتیک پیچیده و ویژگی‌های ساختاری براساس یک رابطه گره - مرز (لبه) از چند به چند (چند به یک) یا کمیت به کمیت (منظور شماره‌گذاری پیوندها در مدل REA (منبع - رویداد - عامل) است که به‌صورت

-
1. Poisson Regression
 2. Generalized Linear Models
 3. Response Variable
 4. Poisson Distribution
 5. Expected Value
 6. Variance
 7. Overdispersion
 8. Underdispersion
 9. Quasi-Likelihood
 10. Negative Binomial Distribution

$M:M$ نیز نمایش داده می‌شود. در این نحوه شماره‌گذاری، یک کمیت به کمیت دیگر از طریق یک زوج عددی نمایش داده می‌شود (گائو و همکاران، ۲۰۱۷). مدل شبکه پیچیده $G = (V, E)$ شامل V گره و E لبه است، که $V = (V_i : i = 1, 2, \dots, n)$ و n تعداد گره‌ها، $E = (e_i : i = 1, 2, \dots, m)$ و m تعداد لبه‌ها است. با ایجاد یک مدل تجارت بین‌المللی موزون و جهت‌دار، گره‌ها، کشورها هستند؛ لبه‌ها، روابط تجاری هستند. جهت لبه‌ها، جهت جریانات تجارت محصول هستند، و وزن لبه‌ها، مقادیر تجارت هستند. از دیدگاه نظریه وابستگی به منابع، مقدار این تجارت به‌طور اساسی منبع مورد نظر یا مورد تجارت را مشخص می‌کند. در واقع، شبکه منبع مورد نظر یا مورد تجارت، متشکل از تعداد زیادی کشورها و روابط تجاری، است. بنابراین، هزاران رابطه صادرات و واردات وجود دارد. اگر کشور i محصولات منبع مورد تجارت را به کشور j در طول سال صادر کند، لبه نشان‌دهنده این رابطه تجاری، از i به j کشیده می‌شود و $a_{ij}(t) = 1$ است. در غیر این صورت، هیچ لبه‌ای رسم نمی‌شود و $a_{ij}(t) = 0$ است. اگر رابطه‌ای بین i و j وجود داشته باشد، مقدار محصولات منبع مورد تجارت منتقل شده از کشور i به کشور j به صورت W_{ij} تعیین می‌شود. بنابراین کشورهایی که در یک جامعه یکسانی قرار داشته باشند، روابط زیادی بین آن‌ها شکل می‌گیرد. بدیهی است کشورهای موجود در این جامعه، تجارت بیشتری نسبت به کشورهای خارج از این جامعه، با هم خواهند داشت.

شکل‌گیری جامعه براساس انگیزه خارجی و انگیزه داخلی است. انگیزه خارجی، رابطه تجاری است، که به‌صورت عینی در تجارت بین‌المللی وجود دارد. انگیزه داخلی، برعکس الگوریتم جامعه است. الگوریتم استفاده شده در این مطالعات توسط محققان بسیاری (لیچت و نیومن، ۲۰۰۸؛ لی و دیگران، ۲۰۱۶؛ منو و دیگران، ۲۰۰۸؛ نیومن، ۲۰۰۴) برای تقسیم شبکه به جوامع، استفاده شده است. این الگوریتم به محاسبه چگالی ارتباط میان جامعه‌ای، به‌وسیله پیمانه‌ای بودن (مدولاریته)، می‌پردازد. پیمانه‌ای بودن جهت اندازه‌گیری کیفیت بخش‌بندی جامعه در شبکه، استفاده می‌شود. هرچه مقدار پیمانه‌ای بودن، بالاتر باشد، تقسیم شبکه پیچیده، بهتر است. چگالی، مقداری عددی بین ۱- و ۱+ است. این الگوریتم نسبتاً پایدار است و در حوزه‌های مطالعاتی بسیاری به‌کار برده شده است، همچون شبکه‌های حمل و نقل، شبکه‌های بیولوژیکی و شبکه‌های مهندسی (باربر، ۲۰۰۷؛ شووارز و دیگران، ۲۰۰۸؛ ویک ماجورس و دیگران، ۲۰۱۴). پیمانه‌ای بودن به‌صورت معادله زیر تعریف می‌شود:

$$Q = \frac{1}{2m} \sum_{i,j} \left[w_{i,j} - \frac{A_i A_j}{2m} \right] \delta(c_i, c_j) \quad (1)$$

1. Gao, et al. (2017)

2. Leicht & Newman (2008), Li, et al. (2016), Meo, et al. (2008), Newman (2004)

3. Modularity

4. Barber (2007), Schwarz, et al. (2008), Vickmajors, et al. (2014)

که $w_{i,j}$ ، وزن لبه یا مرز بین گره‌های i و j است. $A_i = \sum_j w_{i,j}$ ، مجموع وزن لبه‌های مرتبط به گره i است. $A_j = \sum_i w_{i,j}$ ، مجموع وزن لبه‌های مرتبط به گره j است. C_i ، جامعه‌ای است که گره i به آن تخصیص داده شده است. تابع $\delta(C_i, C_j)$ برابر با ۱ است، اگر $C_i = C_j$ باشد، در غیر این صورت، تابع $\delta(C_i, C_j)$ برابر با صفر است. $m = \frac{1}{\gamma} \sum_{i,j} w_{i,j}$ است. الگوریتم جامعه به دو مرحله تقسیم شده است.

(۱) شبکه اولیه یک جامعه است و هر گروه یک جامعه مستقل است. محاسبه افزایش مدولاریته ΔQ گره i زمانی که i در جامعه همسایگی‌اش یعنی j قرار داده شده باشد. با در نظر گرفتن تمام جوامع متصل، اگر مقدار ΔQ مثبت باشد، گره i به جامعه با بزرگ‌ترین ΔQ می‌پیوندد و اگر مقدار ΔQ منفی باشد، گره i در جامعه اصلی باقی می‌ماند. این مرحله برای تمام گره‌ها در شبکه اجرا می‌شود، و بهبود بیشتری در مقدار مدول (به سیستم‌هایی که با کنار هم قرار دادن چندین قطعه از پیش طراحی شده، فعالیت می‌کنند، سیستم ماژولار می‌گویند) وجود ندارد. این مرحله مکرراً برای تمام گره‌ها در شبکه اجرا می‌شود تا زمانی که مقدار مدول دیگر بهبود پیدا نکند. افزایش مدولاریته، یعنی ΔQ ، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Delta Q = \left[\frac{\sum C_{in} + A_{i,in}}{2m} - \left(\frac{\sum tot + A_i}{2m} \right)^2 \right] - \left[\frac{\sum in}{2m} - \left(\frac{\sum tot}{2m} \right)^2 - \left(\frac{A_i}{2m} \right)^2 \right] \quad (2)$$

که $\sum C_{in}$ ، مجموع وزن‌های همه ارتباطات درون جامعه C است؛ $\sum tot$ ، مجموع وزن‌های همه رویدادهای ارتباطی برای همه گره‌ها در جامعه C است؛ A_i ، مجموع وزن‌های رویدادهای ارتباطی برای i است؛ $A_{i,in}$ ، مجموع وزن‌های ارتباطی از i به همه گره‌ها در C است و m مجموع وزن‌های همه ارتباطات شبکه است.

(۲) جامعه بدست آمده در مرحله یک، به عنوان گره شبکه‌ای جدید تعیین می‌شود. وزن لبه‌های بین گره‌های جدید، مجموع وزن‌های لبه‌های بین گره‌ها در دو جامعه متناظر است. لبه‌های بین گره‌ها در جوامع یکسان، در شبکه جدید خود حلقه‌ای هستند.

۵. متغیرهای پژوهش

۵-۱. متغیر وابسته: شکل‌گیری جامعه

با توجه به اینکه هدف مطالعات بررسی عوامل تأثیرگذار بر شکل‌گیری جامعه است متغیر وابسته به تعداد کشورها در جامعه یکسان اشاره دارد که نشان می‌دهد آیا کشوری برای ایجاد جامعه‌ای با کشورهای دیگر انتخاب شده است یا نه. به طور کلی، هرچه موقعیت شبکه‌ای یک کشور بالاتر و منابع بیشتری داشته باشد، امکان قرارگیری آن در جامعه یکسان با کشورهای دیگر، بیشتر است. بنابراین، شبکه تجارت منبع مورد تجارت تشکیل می‌شود و تعداد کشورها در جوامع مختلف ایجاد شده توسط

کشورها و رابطه تجاری بین آن‌ها در بخش کشور- صنعت- سال در طول دوره، محاسبه می‌گردد. اگر کشورها مناطق اقتصادی یکسانی تشکیل دهد، آنگاه متغیر وابسته، با شماره یکسانی کدگذاری می‌شود.

۵-۲. متغیرهای مستقل

۵-۲-۱. موقعیت شبکه

معیار مرکزیت بینایی^۲: به اندازه‌گیری این موضوع می‌پردازد که گره i چقدر در «وسط» دیگر «جفت گره‌ها» در شبکه قرار دارد، که توانایی کنترل منابع یک کشور را به صورت وسیله‌ای در شبکه، نشان می‌دهد. مرکزیت بینایی گره i توسط (براندز، ۲۰۰۱ و فری من، ۱۹۷۷) ارائه شده است.

$$BC(i) = \sum_{x \neq i \neq y} \frac{\sigma_{xy}(i)}{\sigma_{xy}} \quad (3)$$

که σ_{xy} مجموع تعداد کوتاه‌ترین مسیرها از گره x تا گره y است، $\frac{\sigma_{xy}(i)}{\sigma_{xy}}$ تعداد مسیرهایی است که از گره i می‌گذرند.

معیار مرکزیت نزدیکی^۳: درجه موقعیت مرکزی یک کشور در شبکه را منعکس می‌سازد، هرچه موقعیت مرکزی یک کشور بیشتر باشد، مجموع فاصله آن از کشورهای دیگر کوتاه‌تر و کمتر است. این شاخص توانایی ضدکنترلی کشورها درخصوص منابع را نشان می‌دهد. شاخص مرکزیت نزدیکی گره i توسط (براندز، ۲۰۰۱ و سابیدوسی، ۱۹۶۶) ارائه شده است.

$$CC(i) = \frac{1}{\sum_{i \neq t} d(i,t)} \quad (4)$$

که $d(i,t)$ فاصله مابین گره i و گره t است، یعنی حداقل طول مسیر اتصال گره i و گره t . طول یک مسیر، مجموع وزن‌های لبه‌های آن است.

موقعیت شبکه به‌وسیله دو معیار مورد سنجش قرار می‌گیرد:

الف) مرکزیت بینایی: ابتدا کوتاه‌ترین مسیر بین همه گره‌های شبکه محاسبه می‌شود، یعنی مثلاً برای هر دو گره موجود، کوتاه‌ترین مسیر تعیین می‌شود و جوامع مهم، جوامعی خواهند بود که اعضای آن بیشترین بار در کوتاه‌ترین مسیرها ظاهر شده باشند. به عبارت دیگر هرچه اعضای یک جامعه در کوتاه‌ترین مسیر بین سایر جوامع وجود داشته باشند آن جامعه مهم‌تر است؛

ب) مرکزیت نزدیکی: برای تعیین مهم‌ترین جوامع براساس این معیار، ابتدا کوتاه‌ترین مسیر بین همه جوامع شبکه محاسبه می‌شود. براساس معیار مرکزیت نزدیکی، جوامع مهم شبکه، جوامعی هستند که کوتاه‌ترین مسیر اعضای آن جامعه به سایر کشورها (کشورهایی که در جامعه نیستند)، از متوسط کوتاه‌ترین مسیر در شبکه، کمتر باشد تعریف شده است. کشورهایی که مرکزیت نزدیکی بالایی دارد، به موقعیت مرکزی در شبکه نزدیکتر هستند، که می‌تواند دسترسی آن‌ها به منابع یا

1. Network position (NP)
2. Betweenness Centrality measures (BC)
3. Closeness Centrality (CC)

دستیابی به بازار هدف را برایشان سریع‌تر سازد. به‌علاوه، کشورهایی که مرکزیت بینابینی بالاتری دارند، کنترل بیشتری بر جریان منابع در شبکه دارند.

بنابراین، مرکزیت بینابینی و مرکزیت نزدیکی برای نشان دادن موقعیت شبکه‌ای یک کشور، با هم ترکیب می‌شود. هرچه موقعیت شبکه‌ای یک کشور بالاتر باشد، امکان اینکه در مرکز شبکه تجاری باشد بیشتر است و کنترل آن بر منابع قوی‌تر است. درنهایت دو شاخص مرکزیت بینابینی و مرکزیت نزدیکی، نرمال شده‌اند (نمادهای NBC و NCC) و ترکیب این دو شاخص موقعیت شبکه را نشان می‌دهد که با نماد $S(i)$ نشان داده می‌شود. این شرایط به صورت معادلات (۵)، (۶) و (۷) تعریف شده‌اند.

$$NBC(i) = \frac{BC(i) - \min(BC)}{\max(BC) - \min(BC)} \quad (5)$$

$$NCC(i) = \frac{CC(i) - \min(CC)}{\max(CC) - \min(CC)} \quad (6)$$

$$S(i) = NBC(i) * NCC(i) \quad (7)$$

۵-۲-۲. وابستگی به واردات^۱

مطالعه رابطه بین شاخص وابستگی به واردات و شکل‌گیری جامعه، امکان تجزیه و تحلیل این موضوع فراهم می‌شود که چگونه کشوری وابستگی‌اش به منابع دیگر کشورها در درون جامعه‌ای یکسان را کاهش می‌دهد یا نمی‌دهد. وابستگی به واردات به‌طور عادی به‌وسیله مقدار واردات و تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود (بانک جهانی). مقدار واردات یک کشور، حجم واردات یک کشور، مجموع مقدار واردات محصول یک کشور و مجموع مقدار واردات محصول جهانی درنظر گرفته می‌شود. بنابراین، وابستگی به واردات براساس چهار جنبه تصحیح می‌شود: الف) اگر نسبت منابع صادر شده به کشور i از کشور j به مجموع حجم منابع وارده شده به کشور i بزرگ‌تر باشد، آنگاه واردات منابع در کشور i به کشور j ، وابسته‌تر است؛ ب) اگر نسبت منابع وارد شده به کشور i از کشور j به مجموع مقدار صادرات کشور j ، بزرگ‌تر باشد، آنگاه بازار منابع کشور i برای کشور j ، مهم‌تر است؛ ج) اگر کشور j برای واردات منابع کشور i مهم نباشد و کشور i بازار صادرات منابع مهم برای کشور j باشد، آنگاه کشور i به منابع کشور j وابسته نیست، درحالی‌که کشور j بر بازار منابع کشور i تکیه دارد؛ د) اگر منابع صادرات کشور j نسبت پایین‌تری از مجموع صادرات جهانی نشان دهد، آنگاه کشور i می‌تواند نسبتاً آسان‌تر منابع را از دیگر کشورها وارد کند تا از امنیت تأمین منابعشان محافظت کنند. بنابراین، با درنظرگرفتن همه عواملی که در بالا نشان داده شدند، می‌توان از سه مرحله زیر جهت برآورد وابستگی به واردات منبع مورد تجارت برای یک کشور، استفاده نمود:

(a) A_i ، براساس معادله (۸) تعریف شده است، که $IN_{i,j}$ به معنی حجم واردات کشور i از کشور j است، $\sum_{i \neq j} IN_i$ به معنی کل حجم واردات کشور i است.

$$A_i = \frac{IN_{i,j}}{\sum_{i \neq j} IN_i} \quad (۸)$$

(b) B_i به صورت معادله (۹) تعریف شده است، که $V_{i,j}$ مقدار واردات کشور i از کشور j است، $\sum_{i \neq j} V_j$ کل مقدار صادرات کشور j است.

$$B_i = \frac{V_{i,j}}{\sum_{i \neq j} V_j} \quad (۹)$$

(c) D_i به صورت معادله (۱۰) تعریف شده است، که وابستگی به واردات کشور i است، که V_j یعنی مقدار صادرات کشور j ، GV_{out} مجموع مقدار صادرات جهانی است.

$$D_i = \frac{V_j}{GV_{out}} * \frac{A}{B} \quad (۱۰)$$

۵-۳. متغیرهای کنترلی

از آنجا که بسیاری از مطالعات بر روی عامل تعیین کننده تجارت بین المللی تمرکز داشته اند، همچون اندازه اقتصادی و جمعیت، استدلال می شود که عوامل تعیین کننده تجارت بین المللی ممکن است بر شکل گیری مناطق اقتصادی نیز تأثیر بگذارند. به علاوه، متغیرهای کنترلی، همچون شریک کشور، شاخص آزادی اقتصادی، و تنوع کشوری از چشم انداز نظریه وابستگی به منابع و نظریه شبکه نیز در نظر گرفته می شود.

۵-۳-۱. اندازه اقتصادی

اکثر مطالعات نشان داده اند که تأثیر تولید ناخالص داخلی بر تجارت بین المللی، عمدتاً در سطح آن مشخص شده است (هاسن و تینبرگن، ۱۹۶۲ و کوزنتس، ۲۰۰۲). براساس نظریه پیشنهاد شده توسط سیمون موزنتس، همبستگی منفی بین وابستگی تجارت بین المللی و سطح تولید ناخالص داخلی وجود دارد. این نوع همبستگی منفی موجب مقایسه افقی بین کشورهای فاقد اعتبار مشخص و قابلیت قیاسی می شود. به علاوه، برخی از تولید ناخالص داخلی برای محاسبه بازده (خروجی) استفاده می کنند. بنابراین، تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیری برای کنترل تأثیر گذاری بر شکل گیری جامعه در نظر گرفته می شود.

۵-۳-۲. جمعیت

لین نمان (۱۹۶۶) نشان داد که همبستگی منفی بین ارزش (حجم) تجاری و جمعیت وجود دارد. از یک طرف، جمعیت بر تقاضای کشور واردکننده تأثیر می گذارد؛ از طرف دیگر، بر عرضه کشور صادرکننده نیز تأثیر می گذارد. هرچه کل جمعیت یک کشور بزرگ تر باشد، تقاضای بالقوه داخلی

بیشتر است. بنابراین، چنین استدلال می‌شود که جمعیت بر جریان تجارت بین‌المللی و شکل‌گیری مناطق اقتصادی تأثیر می‌گذارد (براد و مندز، ۱۹۸۵).

۵-۳-۳. شریک کشور^۱

این شاخص تعداد شرکای تجاری کشوری خاص در تجارت بین‌المللی منبع مورد تجارت را نشان می‌دهد، و این عبارات به وسیله معادله (۱۱) تعریف شده‌اند که $k_i(t)$ به منزله شریک کشور است، و $n(t)$ ، تعداد کل کشورها در شبکه موردنظر در سال t است (دائگ و دیگران، ۲۰۱۷).

$$k_i(t) = \sum_{j=1}^n a_{ij}(t) \quad (11)$$

۵-۳-۴. شاخص آزادی اقتصادی^۲

آزادی اقتصادی یکی از عوامل بی‌شمار محرک‌سازی تجارت است. چون سیستم تجاری موجب تسهیل تجارت بین‌المللی خواهد شد (شاخص آزادی اقتصادی، شاخصی سالانه است و رتبه‌بندی آن توسط بنیاد هریتیج و مجله وال استریت در سال ۱۹۹۵، جهت اندازه‌گیری درجه آزادی اقتصادی در میان کشورهای جهان، ایجاد شده است)^۳. آزادی اقتصادی بالاتر موجب ترویج مشارکت و همکاری می‌شود.

۵-۳-۵. تنوع کشور^۴

تنوع کشور شاخصی مبتنی بر نظریه اطلاعات است که شاخص تنوع شانون-ویور نیز نامیده می‌شود، که نظریه عدم قطعیت در نظریه اطلاعات را فرض گرفته و پیچیدگی سیستم را اندازه‌گیری می‌کند. بنابراین، برای کنترل تأثیر تنوع بالقوه، به قرار زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$H_{in} = - \sum_{i=1}^n P_i \ln P_i \quad (12)$$

که P_i به نسبت واردات کشور i به دیگر کشورها اشاره دارد؛ n ، تعداد کل کشورها یا مناطقی است که کشور i از آن‌ها واردات انجام می‌دهد.

۶. یافته‌های پژوهش

مقادیر میانگین، انحراف معیار متغیرها و همبستگی بین متغیرها در جدول (۱) و نتایج برآورد مدل‌های چهارگانه رگرسیونی در جداول (۲) تا (۵) نشان داده شده است. همان‌طور که نشان داده شده است، وابستگی به منابع واردات و موقعیت شبکه، همبستگی مثبت معناداری با شکل‌گیری جامعه دارند هرچند بیشتر ضرایب همبستگی کوچک هستند.

1. Country partner (Cp)

2. Index of economic freedom (Ef)

3. UN Comtrade, World Bank, United Nations and The Heritage Foundation databases

4. Country diversification (Cd)

5. Shannon-weaver diversity index

جدول ۱: آمارهای توصیفی و ضرایب همبستگی

Var.	متغیر				میانگین		انحراف معیار		
Co	شکل گیری جامعه				۵۹/۶۸		۷/۷۲۵۵		
Np	موقعیت شبکه				۰/۲۹		۰/۲۵		
Id	وابستگی به واردات				۴۰۱/۶۷		۴۳۲۱/۵۲		
Es	اندازه اقتصادی				۲۷۲۸۲۱۵		۲۹۰۶۵		
Po	جمعیت				۱۵۲۹۸۷		۳۱۷۳		
Ef	آزادی اقتصادی				۶۴/۶۳		۷/۶۳		
Cp	شریک کشور				۰/۱۶		۰/۲۸		
Cd	تنوع کشور				۱۰۱/۱۹		۴۱/۰۳		
	Co	Ns	Id	Es	Po	Tf	Cp	Cd	
Co	۱								
Np	۰/۲۷۸	۱							
Id	۰/۱۲۲	-۰/۰۲۳	۱						
Es	۰/۱۳۴	۰/۴۸۹		۱					
Po	۰/۰۱۹	۰/۴۲۱	-۰/۰۳۸	۰/۳۱۲	۱				
Ef	۰/۱۸۹	-۰/۱۱۱	-۰/۰۳۹	۰/۳۲۴	-۰/۶۳۱	۱			
Cp	۰/۰۲۶	۰/۲۸۷	-۰/۰۴۸	۰/۳۳۱	۰/۶۱۹	-۰/۳۴۹	۱		
Cd	۰/۲۱۲	۰/۶۱۲	۰/۰۱۹	۰/۴۱۱	۰/۴۴۵	-۰/۱۳۲	۰/۴۵۲	۱	

(منبع: محاسبات محقق)

در جداول (۲) تا (۵) رگرسیون مدل های دوجمله ای منفی در شکل گیری جوامع / مناطق اقتصادی در چهار حالت برآورد شده است. درواقع مدل اول بدون در نظر گرفتن سه فاکتور اصلی شامل موقعیت شبکه، وابستگی به منابع/واردات و عامل تعاملی (موقعیت شبکه * وابستگی) و تنها با در نظر گرفتن متغیرهای کنترلی برآورد شده و در مدل های بعدی سه عامل یکی یکی اضافه و مورد برآورد قرار گرفته اند تا با توجه به هر سه مدل، نقش سه فاکتور اساسی در این مطالعه، بررسی شود.

جدول ۲: مدل اول از رگرسیون مدل های دوجمله ای منفی در شکل گیری جامعه

Var	اندازه اقتصادی	جمعیت	آزادی اقتصادی	تنوع کشور	شریک کشور	موقعیت شبکه	وابستگی به واردات	موقعیت شبکه * وابستگی
β	-۰/۵۹۴	/۰۱۴*	۰/۰۳۱۲***	-۰/۳۰۶	۰/۰۳۶**	-	-	-
Rse	۰/۱۶۱	۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۹	۰/۱۸۲	۰/۰۱۰۱	-	-	-
z	-۰/۴۳۴	۱/۴۱۳	۳/۴۲۶	-۱/۴۰۴	۳/۴۴۵	-	-	-
Log Likelihood				- ۷۴۵/۶				

جدول ۳: مدل دوم از رگرسیون مدل‌های دو جمله‌ای منفی در شکل‌گیری جامعه

Var	اندازه اقتصادی	جمعیت	آزادی اقتصادی	تنوع کشور	شریک کشور	موقعیت شبکه	وابستگی به واردات	موقعیت شبکه * وابستگی
β	-۰/۹۹۱	۰/۰۲۸۹*	۰/۰۳۲۱***	-۰/۱۸۳	۰/۰۲۸**	*۰/۴۶۳	-	-
Rse	۰/۹۴۳	۰/۰۳۹	۰/۰۰۹	۰/۲۵۶	۰/۰۱۰۵	۲/۰۹۱	-	-
Z	-۰/۹۸	۹/۴۸	۴/۱۸	-۰/۷۰۱	۱/۹۰۳	۲/۱۷۶	-	-
Log Likelihood				-۸۰۱/۳				

جدول ۴: مدل سوم از رگرسیون مدل‌های دو جمله‌ای منفی در شکل‌گیری جامعه

Var	اندازه اقتصادی	جمعیت	آزادی اقتصادی	تنوع کشور	شریک کشور	موقعیت شبکه	وابستگی به واردات	موقعیت شبکه * وابستگی
β	-۰/۱۴۴۳	۰/۰۰۳۹*	۰/۰۳۱۸***	-۰/۱۶۴	۰/۰۱۹**	*۰/۵۳۶	۰/۰۱۱۹	-
Rse	۰/۱۲۲۹	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۸۹	۰/۱۸۶	۰/۰۱۲۴	۰/۲۳۱	۰/۰۰۷۹	-
z	-۱/۱۲	۱/۱۹	۳/۶۷	-۰/۹۲	۱/۶۳	۲/۶۴	۱/۴۱	-
Log Likelihood				-۷۵۸/۳				

جدول ۵: مدل چهارم از رگرسیون مدل‌های دو جمله‌ای منفی در شکل‌گیری جامعه

Var	اندازه اقتصادی	جمعیت	آزادی اقتصادی	تنوع کشور	شریک کشور	موقعیت شبکه	وابستگی به واردات	موقعیت شبکه * وابستگی
β	-۰/۱۴۳۳	۰/۰۳۲۹*	۰/۰۳۳۴***	-۰/۱۸۱	۰/۰۲۹۱**	*۰/۴۶۲	۰/۰۰۱۹۹	۰/۰۰۹۲۶
Rse	۰/۱۶۰۴	۰/۰۲۷۴	۰/۰۰۹۴	۰/۲۵۱	۰/۰۱۹۱	۰/۲۸۱	۰/۰۰۱۵۴	۰/۰۱۵۴
z	-۰/۸۰۷	۱/۲۱۶	۳/۶۲	-۰/۶۹۱	۱/۶۷۸	۱/۶۲۸	۱/۴۵۱	۰/۷۰۸
Log Likelihood				۷۳۷/۷				

Note: Robust standard errors values = Rse // * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

(Variable = متغیر؛ Model = مدل؛ Economic size = اندازه اقتصادی؛ Population = جمعیت؛ Economic Network = آزادی اقتصادی؛ Country diversification = تنوع کشور؛ Country Partner = شریک کشور؛ Network position = موقعیت شبکه؛ Import dependency = وابستگی به واردات؛ Network position × Import dependency = موقعیت شبکه × وابستگی به منابع؛ Log likelihood = لگاریتم احتمال)

(منبع: محاسبات محقق)

مدل ۱ همه متغیرهای کنترلی در این رگرسیون را در بر می‌گیرد. نتیجه جالب این است که ضریب رگرسیون شریک کشور، مثبت و معنی‌دار است ($P < 0.05$) که نشان می‌دهد، زمانی که کشوری با تعداد زیادی از شرکای تجاری همکاری می‌کند، احتمال بیشتری دارد که کشورهای دیگر

جامعه یکسانی با آن کشور تشکیل دهند. با در نظر گرفتن این تأثیر، در همه مدل‌ها، تأثیر آزادی اقتصادی، مثبت و معنی‌دار است ($P < 0.05$) که سهم بزرگی در شکل‌گیری جامعه دارد، و نشان می‌دهد که محیط تجاری از قدرت تجاری یک کشور حمایت می‌کند. با در نظر گرفتن این عوامل، آزادی اقتصادی برای بسیاری از کشورها عامل اصلی است. در حال حاضر، بازار تجارت آزاد و باز می‌تواند موجب ارتقای جریان منابع شود، که با این دیدگاه سازگار است که آزادی اقتصادی می‌تواند حجم تجارت کلی را افزایش دهد (سونورا، ۲۰۰۸). بنابراین، هرچه درجه آزادی اقتصادی یک کشور بالاتر باشد، بیشتر منجر به بین‌المللی‌سازی تجارت می‌شود و شرایط پیوستن آن کشورها به جامعه بزرگ‌تر، تسهیل و تسریع می‌گردد. به علاوه، سیاست تجارت خارجی یک کشور، بخش مهمی از سیاست اقتصادی آن کشور است. این سیاست با پیشرفت‌های سیاست جهانی، موقعیت‌های اقتصادی، روابط اقتصادی و سیاسی بین‌المللی تغییر می‌کند، و همچنین بر تفاوت در سطوح توسعه اقتصادی، قدرت تجاری و موقعیت کشورها در تجارت بین‌المللی تأثیر می‌گذارد. سیاست تجارت متقابل و محیط تجاری خوب باعث می‌شود تا کشورهای دیگر بر کشور مورد نظر تکیه کنند. بنابراین، در تجارت بین‌المللی منبع مورد تجارت، بسیاری از کشورها، سیاست‌های تجاری ترجیحی دارند. سیاستی که اگر به نحو مطلوب و در راستای توسعه کشور اتخاذ گردد باعث رونق تجارت خارجی از طریق تبدیل کالاهای با ارزش افزوده پایین به کالاهای نهایی صادراتی و حمایت از تولیدات داخلی کشور خواهد شد و به سبب آن تجارت بین‌الملل تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

در مدل ۲ ضریب متغیر موقعیت شبکه مثبت و معنی‌دار است ($P < 0.05$). به این معنا که هنگامی که کشوری، موقعیت برتر در شبکه تجارت بین‌المللی منبع مورد تجارت داشته باشد، آنگاه احتمال اینکه آن کشور جامعه‌ای یکسان با دیگر کشورها تشکیل دهد، بالاتر است. بنابراین، فرضیه ۲ تأیید می‌شود. کشورهایی که دارای رتبه موقعیت بالاتر شبکه هستند، نشان می‌دهند که قدرت بیشتری برای کنترل منابع دارند. به عبارت دیگر، بسیاری از کشورها به واردات یا صادرات از طریق این کشورها نیاز دارند.

در مدل ۳ ضریب متغیر وابستگی به واردات، مثبت و به نظر معنی‌دار می‌رسد ($P < 0.05$). بنابراین، هنگامی که کشوری خود را وابسته به منابع کشورهای دیگر می‌داند، آنگاه احتمال شکل‌گیری جامعه‌ای مشابه با دیگر کشورها افزایش پیدا می‌کند. بنابراین، فرضیه ۱ تأیید می‌شود. تجارت کالا، تحت سلطه عرضه و تقاضا است. بنابراین، هنگامی که کشوری منابع زیادی دارد، دیگر کشورها تقریباً از آن کشور وارد می‌کنند. به علاوه، براساس مفاهیم نظریه وابستگی به منابع، سازمان درصدد کاهش وابستگی‌اش به سازمان‌های خارجی تأمین‌کننده منابع است. اما، با در نظر گرفتن عوامل داخلی سازمان، بدیهی است که آن دسته از اعضای سازمان که می‌توانند این منابع را ارائه کنند، نسبت به اعضای دیگر مهم‌تر هستند.

در مدل ۴ تعامل مابین موقعیت شبکه و وابستگی به واردات، مثبت است، بنابراین فرضیه ۳ حمایت و تأیید می‌شود. موقعیت شبکه نقش مثبتی در تنظیم روابط مابین وابستگی به منابع و مناطق اقتصادی بین‌المللی، ایفا می‌کند. پی ففر و سالاسیک (۲۰۰۳) تأکید می‌کنند که وابستگی براساس شبکه اجتماعی ایجاد می‌شود، بنابراین، این بنگاه‌ها کاملاً مستقل هستند، چون در تجارت بین‌المللی یک کشور هستند. در هنگام خرید وابستگی به واردات وجود دارد، که تبادلی تجاری است. اما، مطالعات شبکه اجتماعی در واقع بر تبادل اجتماعی، نه تبادل تجاری تمرکز دارند. بنابراین، با توجه به زمان کافی، این کشورها جامعه‌ای تشکیل می‌دهند تا روابط تجاری‌شان را با هم تحکیم بخشند. هنگامی که این جامع تشکیل شد، تبادل اجتماعی مابین این کشورها بوجود می‌آید. بنابراین، تبادل اجتماعی مابین کشورها می‌تواند تا اندازه‌ای بر تبادل تجاری تأثیر می‌گذارد.

۷. نتایج و بحث

با چندقطبی شدن جهان امروز و عمق توسعه جهانی شدن اقتصادی، کشورها بیشتر به یکدیگر وابسته هستند. جهان دستخوش یک تغییر عظیم، عمیق و پیچیده است. این مطالعه تحلیلی از شبکه‌های پیچیده و وابستگی به منابع را برای تحقیق تجربی و بررسی نقش آن در تجارت بین‌الملل و روابط تجاری کشورها اعمال می‌کند. از آنجایی که تجارت جهانی منابع و ذخایر کمیاب یک سیستم پیچیده با کشورهای متعدد و روابط پیچیده است (لی و همکاران، ۲۰۱۳، جی و همکاران، ۲۰۱۶ و وانگ و همکاران، ۲۰۱۶)، توسعه آن تحت تأثیر عوامل بسیاری از جمله ساختار عرضه و تقاضا (گشنیدنر، ۲۰۱۱)، ذخایر، سیاست ملی (مولر و همکاران، ۲۰۱۵) و ژئوپلیتیک (مانچری و همکاران، ۲۰۱۳) خواهد بود. در سال‌های اخیر، بیشتر مطالعات در مورد تجارت بین‌المللی منابع کمیاب بر قیمت‌های صادراتی، تعرفه‌ها، بازارها (کلوسک و همکاران، ۲۰۱۶)، محدودیت‌های صادرات (تاگر، ۲۰۱۴)، مقایسه سیاست‌های مدیریت یا تعدیل سیاست (مانچری، ۲۰۱۵)، ووبکه، ۲۰۱۳)، استراتژی‌های تجاری (موریسون و تانگ، ۲۰۱۲)، عرضه و تقاضا (بارتکووا و کمپ، ۲۰۱۶)، نگرانی‌های زیست محیطی و توسعه (ووبکه، ۲۰۱۳)، پیش‌بینی‌های تولید (وانگ و همکاران، ۲۰۱۵ و زمین‌ها، ۲۰۱۵)، پتانسیل بازیافت (اسپرچر و همکاران، ۲۰۱۴)، شولز و بوچرت، ۲۰۱۶ و ماچاک، ۲۰۱۵)، پایداری (بیلی و همکاران، ۲۰۱۶، مک‌کلان و همکاران، ۲۰۱۴ و اتوود، ۲۰۱۳) و غیره متمرکز شده است.

در حال حاضر، یکی از روش‌های رایج مورد استفاده برای تجزیه و تحلیل مشکل تجارت بین‌المللی، نظریه شبکه پیچیده است. استفاده از روش شبکه پیچیده می‌تواند روابط بین کشورها را آشکار کند و کشورهای تجاری را به چند جامعه تقسیم کند. با انجام تجزیه و تحلیل مرکزیت درجه، مرکزیت قدرت، مرکزیت نزدیکی و سایر شاخص‌ها، می‌توان نقش هر کشور و وضعیت کشورهای تجاری را بررسی کرد.

با این حال، به دلیل اینکه ایران دارای ذخایر و مواهب مادی و انسانی فراوان و کمیاب می باشد، ضروری است که بیشتر ادبیات موجود عمده‌تاً الگوها و سیاست‌های تجارت ذخایر و منابع کمیاب یا شرکای اصلی و غیره، مورد تحلیل و بررسی سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد. همچنین رویکرد تحلیلی تصمیم را برای انتخاب شرکای تجاری ایده‌آل برای اقتصاد ایران در بازارهای بین المللی ذخایر و منابع کمیاب اعمال و روابط رقابتی و مکمل بین عناصر اصلی مواهب و منابع کمیاب را تحلیل کنند و انتخاب شرکای تجاری را معطوف به موقعیت آن‌ها در شبکه پیچیده و وابستگی به منابع در نظر بگیرند.

براساس نظریه شبکه پیچیده، کشورها، هنگام مواجهه با پیچیدگی فزاینده مناطق اقتصادی، عوامل زیادی برای در نظر گرفتن چگونگی دسترسی به منابع خارجی بیشتر و افزایش مزیت تجاریشان از طریق موقعیت‌های شبکه‌ای در مناطق دارند. ایران می تواند با توجه به مزیت‌های خود، در موقعیت مرکزی قرار بگیرد و همانند پلی جهت برقراری ارتباطات و کوتاه کردن فاصله مبادله در میان کشورهای عضو، جهت بهبود انسجام مناطق اقتصادی، نقش‌آفرینی نماید تا با استفاده از چنین راهبردی وضعیت اقتصادی خود را بهبود بخشد.

از طرف دیگر، در چهارچوب نظریه وابستگی به منابع، اگر کشوری تا حد زیادی به بازار موردنظر وابسته باشد، قطعاً به‌وسیله بازیگران در آن بازار محدود خواهد شد یا اگر به تجارت منابع خاصی وابسته باشد، آنگاه تحت تأثیر کشورهای مربوط دیگر در آن بخش تجاری قرار خواهد گرفت، می‌توان نتیجه گرفت که ایران باید ضمن بسترسازی و ایجاد زمینه‌های مشترک با کشورها جهت شکل‌گیری جوامع تجاری، راهبرد کاهش وابستگی به منابع، مواد اولیه و دانش فنی مخصوصاً در حوزه‌هایی را که وابستگی زیاد یا مشهود است در اولویت و در برنامه‌ها و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی خود قرار دهد.

براساس نظریه وابستگی به منابع و نظریه شبکه پیچیده، و تجزیه و تحلیل عوامل قطعی تأثیرگذار بر پیوستن یک کشور به مناطق اقتصادی یکسان و یافته‌های مطالعات، پیامدهای رویه‌ای مربوطه به این شرح پیشنهاد می‌شود:

الف) نتایج مدل‌ها نشان می‌دهند وابستگی واردات کشور به محیط خارجی، عامل ضروری در تعیین این موضوع است که آیا کشوری به مناطق اقتصادی یکسان با دیگر کشورها می‌پیوندند یا نه. این نتیجه‌گیری با نتایج الگوی تجارت بین‌المللی ژانگ و دیگران (۲۰۱۷) سازگار و همسو است، بنابراین قدرت توضیحی نظریه وابستگی به منابع برای انتخاب استراتژیک ملی تأیید می‌شود. به عبارت دیگر، هر کشور در انتخاب شریک تا حد زیادی به این موضوع تکیه دارد که آیا شریک موردنظر می‌تواند منبع ارائه کند یا نه. این منفعت که در شکل‌گیری مناطق اقتصادی نقش دارد، مشهود است.

ب) براساس نتایج، موقعیت شبکه نقش مثبتی در شکل‌گیری جامعه ایفا می‌کند. می‌تواند بر این موضوع تأثیر بگذارد که آیا کشوری به مناطق اقتصادی یکسانی با دیگر کشورها پیبوندد یا نه. کشورهایی که موقعیت شبکه بالاتری دارند، نه تنها می‌توانند به منابع دسترسی پیدا کنند یا سریع‌تر به بازار هدف برسند، بلکه کنترل بیشتری بر جریان منابع هم دارند. بنابراین، احتمال بیشتری دارد که کشورها، با کشورهایی که موقعیت شبکه‌ای بالاتری دارند روابط تجاری نزدیک‌تری ایجاد کنند تا قدرت اقتصادیشان افزایش پیدا کنند. هرچه موقعیت شبکه‌ای یک کشور مرکزی‌تر باشد، انتخاب آن جهت پیوستن به مناطق اقتصادی بزرگ‌تر با دیگر کشورها آسان‌تر است.

ج) نظریه وابستگی به منابع و نظریه شبکه یکدیگر را تکمیل می‌کنند. تحت زمینه نظریه وابستگی به منابع، هرچه موقعیت شبکه یک کشور مرکزی‌تر باشد، احتمال پیوستن آن به مناطق اقتصادی یکسان با دیگر کشورها بیشتر است. ملاحظات شبکه‌ای و منابع هردو به‌طور هم‌زمان وجود دارند که با هم در انتخاب استراتژیک تجارت ملی ایفا می‌کنند. در مورد کشورهایی که فراوانی منبع یکسانی دارند، یک کشور می‌تواند تشکیل جامعه یکسان با کشورهایی را انتخاب کند که موقعیت شبکه‌ای مرکزی‌تری دارند.

د) با توجه به توسعه بازارهای صادراتی برای محصولات داخلی، کشورها به‌آسانی تحت تأثیر موقعیت شبکه قرار می‌گیرند که می‌توانند جهت تشکیل جامعه یکسان، کشورهای دیگری را انتخاب کنند که در موقعیت شبکه مرکزی‌تری قرار دارند تا تجارت بین‌المللی منابع را بهبود بخشند. تا اندازه مشخصی، ارتقای روابط تجاری مابین یک کشور و دیگر کشورهایی که موقعیت شبکه‌ای مرکزی دارند، می‌تواند به بهبود ساختار تجاری آن کمک کند. همچنین می‌تواند با افزایش مرکزیت بینابینی، موجب بهبود مناطق اقتصادی شوند.

ه) کشورهایی که براساس عامل آزادی اقتصادی و تنوع کشور واردکننده، می‌توانند تجارت منابع را تقویت کنند، می‌توانند وابستگی خود به دیگر کشورها را کاهش دهند یا مدیریت کنند. ضمناً می‌تواند موجب تعادل در موجودی و تولید منابع جهانی شود. بنابراین از آنجایی که طبق نظریه وابستگی به منابع اگر کشوری تا حد زیادی به بازار خاصی وابسته باشد، آنگاه به‌وسیله فعالان آن بازار محدود خواهد شد. همچنین اگر کشوری به تجارت منابع خاصی وابسته باشد، آنگاه تحت تأثیر کشورهای دیگر در آن بخش تجاری، قرار خواهد گرفت، می‌توان موضوع اقتصادهای تک‌محصولی همچون نفت را به‌عنوان وابستگی شدید به یک یا چند منبع در قالب نمود عینی موضوع در نظر گرفت و ارتباط آن با موضوع تحریم‌های اقتصادی، می‌تواند در تصمیمات اقتصادی بازرگانی مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

بدین منظور پیشنهاد می‌شود هر کشوری، از جمله ایران، با توجه به شرایط نامناسب در تجارت بین‌الملل لازم است با کشورهای مرکزی یا جایگزین‌های آن روابط بیشتر و نزدیک‌تری، به‌طور خاص در زمینه تجاری - اقتصادی برقرار نماید تا بتواند موقعیت ساختاری شبکه تجاری خود را بهبود بخشد و در زمره کشورهای مرکزی قرار گیرد. همچنین پیشنهاد می‌شود که در صورت عدم تمایل شرکای

فعلی، جایگزین‌های آن‌ها را از نظر موقعیت ساختاری شناخته و درصدد برقراری ارتباط بیشتر با آن‌ها باشد تا مانع از دست دادن موقعیت ساختاری خود در شبکه تجاری گردد. در این راستا موقعیت جغرافیایی خاص و فراوانی منابع/ مواهب مادی، انسانی ایران، می‌تواند موقعیت مرکزی در شبکه تجاری را به ارمغان آورد. چراکه داشتن نقش مرکزیت در شکل‌گیری مناطق اقتصادی، می‌تواند راهبردی برای کاهش محدودیت‌ها و افزایش امنیت تجاری از طریق ارتباط نزدیک بین کشورها، به‌خصوص در شرایط تحریم و فشارهای اقتصادی مدنظر مسئولین و سیاست‌گذاران اقتصادی باشد. همچنین با توجه به نظریه شبکه پیچیده، مبنی بر اینکه با افزایش شرکای تجاری، شکل‌گیری و مدیریت مناطق اقتصادی به مسئله‌ای پیچیده تبدیل می‌شود، کشورها، عوامل زیادی را برای درنظر گرفتن چگونگی دسترسی به منابع خارجی بیشتر و افزایش مزیت تجاریشان از طریق موقعیت‌های شبکه‌ای جوامع تجاری هنگام مواجهه با پیچیدگی فزاینده مناطق اقتصادی دارند که شرایط موقعیتی ویژه ایران، می‌تواند نقش اساسی در تحرک اقتصاد داخلی و بین‌الملل ایجاد نماید.

از آنجایی که در درون جامعه شبکه تجاری، داشتن موقعیت مرکزی، قطعاً مزیت تجاری زیادی به دنبال خواهد داشت و ایران ظرفیت‌های بالقوه زیادی در این زمینه دارد، شکل‌دهی موقعیت مرکزی در مناطق اقتصادی و تثبیت جایگاه مرکزی می‌تواند راهبرد دیگری برای ایران تلقی گردد. همچنین کشورهایی که براساس عامل آزادی اقتصادی و تنوع کشور واردکننده، می‌توانند تجارت منابع را تقویت کنند، می‌توانند وابستگی خود به دیگر کشورها را کاهش دهند، لذا ایجاد روابط با تعداد بیشتری از کشورها در زمینه تجاری و به‌طور خاص در زمینه واردات به‌عنوان راهبرد دیگر در جهت وابستگی کمتر به دیگر کشورها در نظر گرفته شود.

References

- Agranoff, R. & Clift, S. (2013). Burt, R.S. (1992). Structural holes: the social structure of competition. *Cambridge, MA, Harvard*.
- An, H., Gao, X., Fang, W., Ding, Y., Zhong, W. (2014a). Research on patterns in the fluctuation of the comovement between crude oil futures and spot prices: a complex network approach. *Appl. Energy*, 136, 1067–1075.
- An, H., Zhong, W., Chen, Y., Li, H., Gao, X. (2014b). Features and evolution of international crude oil trade relationships: a trading-based network analysis. *Energy*, 74, 254–259.
- An, Q., An, H., Wang, L., Gao, X., Lv, N., (2015). Analysis of embodied exergy flow between Chinese industries based on network theory. *Ecol. Model.* 318, 26–35.
- Anand, B.N., Khanna, T. (2000). Do firms learn to create value? The case of alliances. *Strateg. Manag. J.* 21, 295–315.
- Anderson, J.C., Narus, J.A. (1990). A model of distributor firm and manufacturer firm working partnerships. *J. Mark.* 54, 42–58.
- Bailey, G., Mancheri, N., Acker, K.V. (2016). Sustainability of permanent rare earth magnet motors in (h)ev industry. *J. Sustain. Metall*, 3, 1–16.
- Barber, M.J. (2007). Modularity and community detection in bipartite networks. *Phys. Rev. E Stat. Nonlinear Soft Matter Phys*, 76, 066102.
- Barigozzi, M., Fagiolo, G., Mangioni, G. (2011). Community Structure in the Multi-network of International Trade. *Springer Berlin Heidelberg*.
- Brada, J.C., Méndez, J.A., (1985). Economic integration among developed, developing and centrally planned economies: a comparative analysis. *Rev. Econ. Stat*, 67, 549–556.
- Brandes, U., (2001). A faster algorithm for betweenness centrality. *J. Math. Sociol*, 25, 163–177.
- Burt, R.S., (2010). Structural Holes: The Social Structure of Competition. *Harvard University Press*.
- Chai, R., Chen, M., Chen, Q., Gao, Y., (2017). An optimal joint user association and power allocation algorithm for secrecy information transmission in heterogeneous networks. *Wirel. Commun. Mob. Comput.* 13.
- Chang, T.Y., Hsu, T.C., Hong, Y.W.P. (2010). Exploiting data-dependent transmission control and MAC timing information for distributed detection in sensor networks. *IEEE Trans. Signal Process.* 58, 1369–1382.
- Dong, D., An, H., Huang, S. (2017). The transfer of embodied carbon in copper international trade: an industry chain perspective. *Resour. Policy*, 52, 173–180.
- Dyer, J.H., Singh, H. (1998). The relational view: cooperative strategy and sources of interorganizational competitive advantage. *Acad. Manag. Rev*, 23, 660–679.
- Fan, Y., Ren, S., Cai, H., Cui, X. (2014). The state's role and position in international trade: a complex network perspective ☆. *Econ. Model*, 39, 71–81.

- Feijoo, F., Huppmann, D., Sakiyama, L., Siddiqui, S. (2016). North American natural gas model: impact of cross-border trade with Mexico. *Energy*, 112, 1084–1095.
- Foerster, M. (2016). Dynamics of Strategic Information Transmission in Social Networks. *Social Science Electronic Publishing*.
- Freeman, L.C. (1977). A set of measures of centrality based on betweenness. *Sociometry*, 40, 35–41.
- Gao, X., An, H., Fang, W., Li, H., Sun, X. (2014). The transmission of fluctuant patterns of the forex burden based on international crude oil prices. *Energy*, 73, 380–386.
- Gao, X., Fang, W., An, F., Wang, Y. (2017). Detecting method for crude oil price fluctuation mechanism under different periodic time series. *Appl. Energy*, 192, 201–212.
- Garlaschelli, D., Matteo, T.D., Aste, T., Caldarelli, G., Loffredo, M.I. (2007). Interplay between topology and dynamics in the World Trade Web. *Eur. Phys. J. B* 57, 159–164.
- Ge, J., Wang, X., Guan, Q., Li, W., Zhu, H., Yao, M. (2016). World rare earths trade network: patterns, relations and role characteristics. *Resour. Policy*, 50, 119–130.
- Guan, Q., An, H., Gao, X., Huang, S., Li, H. (2016). Estimating potential trade links in the international crude oil trade: a link prediction approach. *Energy*, 102, 406–415.
- Gulati, Ranjay, Gargiulo, Martin. (1997). Where do interorganizational networks come from? *Am. J. Sociol*, 104 (1439-1438).
- Hasson, J.A., Tinbergen, J. (1962). Shaping the world economy: suggestions for an international economic policy. *Economica*, 31, 327.
- Haunschild, P.R., Beckman, C.M. (1998). When do interlocks matter?: alternate sources of information and interlock influence. *Adm. Sci. Q.* 43, 815–844.
- He, C., Lei, Y., Ge, J. (2014). Assessment of trading partners for china's rare earth exports using a decision analytic approach. *Plos One* 9, e102870.
- Hillman, A.J., Withers, M.C., Collins, B.J. (2009). Resource dependence theory: a review. *J. Manag*, 35, 1404–1427.
- Hinkelman, E.G., Shippey, K.C. (2002). Dictionary of International Trade: Handbook of the Global Trade Community Includes 19 Key Appendices.
- Hoymann, C., Wiemann, H. (2014). Controlling a transmission of information in a wireless communication network with a relay node. *US*.
- Huang, S., An, H., Viglia, S., Buonocore, E., Fang, W., Ulgiati, S. (2017). Revisiting ChinaAfrica trade from an environmental perspective. *J. Clean. Prod*, 167, 553–570.
- J.F. Brakeland, E.T. (1997). Safety measures in international trade in goods: a community viewpoint. *ResearchGate*.
- Ji, Q., Zhang, H.Y., Fan, Y. (2014). Identification of global oil trade patterns: an empirical research based on complex network theory. *Energy Convers. Manag*, 85, 856–865.

- Kale, P., Dyer, J.H., Singh, H. (2002). Alliance capability, stock market response, and long -term alliance success: the role of the alliance function. *Strateg. Manag. J.* 23, 747 –767.
- Klossek, P., Kullik, J., Boogaart, K.G.V.D. (2016). A systemic approach to the problems of the rare earth market. *Resour. Policy*, 50, 131–140.
- Kuznets, S. (2002). Economic growth and income inequality. *Am. Econ. Rev.* 55, 1 –28.
- Leicht, E.A., Newman, M.E.J. (2008). Community structure in directed networks. *Phys. Rev. Lett*, 100, 118703.
- Li, H., An, H., Wang, Y., Huang, J., Gao, X. (2016). Evolutionary features of academic articles co-keyword network and keywords co-occurrence network: based on twomode affiliation network. *Phys. A: Stat. Mech. Appl*, 450, 657 –669.
- Linnemann, H. (1966). An Econometric Study of International Trade Flows. *North-Holland Pub. Co.*
- Meo, P.D., Ferrara, E., Fiumara, G., Provetti, A., Flickr, O.C., Zhang, Y., Wang, J.Z.J., Wang, Y., Zhou, L., Kaza, S. (2008). Fast unfolding of communities in large networks. *J. Stat. Mech. Theory Exp*, 155 –168.
- Merchant, H., Schendel, D. (2000). How do international joint ventures create shareholder value? *Strateg. Manag. J.* 21, 723 –737.
- Milo, R., Shenorr, S., Itzkovitz, S., Kashtan, N., Chklovskii, D., Alon, U. (2002). Network motifs: simple building blocks of complex networks. *Science*, 298.
- Neter, J., Kutner, M.H., Nachtsheim, C.J., Wasserman, W. (1985). Applied linear statistical models. *J. Am. Stat. Assoc*, 103, 19 –32.
- Newman, M.E.J. (2004). Fast algorithm for detecting community structure in networks. *Phys. Rev, E* 69, 066133.
- Nuss, P., Chen, W.Q., Ohno, H., Graedel, T.E. (2016). Structural investigation of aluminum in the us economy using network analysis. *Environ. Sci. Technol.* 50.
- Ozmel, U., Reuer, J.J., Gulati, R. (2013). Signals across multiple networks: how venture capital and alliance networks affect interorganizational collaboration. *Acad. Manag. J.* 56, 852 –866.
- P. feffer, J., Salancik, G.R. (2003). The External Control of Organizations: A Resource Dependence Perspective. 23. *Social Science Electronic Publishing*, 123 –133.
- Prell, C., Sun, L., Feng, K., Myroniuk, T.W. (2015). Inequalities in global trade: a crosscountry comparison of trade network position, economic wealth, pollution and mortality. *Plos One* 10, e0144453.
- Qin, Z., Zhang, J., Wang, J. (2008). Enhanced reliable transmission control protocol for spatial information networks. *J. Commun*, 82, 130 –143.
- Rubinov, M., Sporns, O., 2010. Complex network measures of brain connectivity: uses and interpretations. *Neuroimage*, 52, 1059 –1069.
- Sabidussi, G. (1966). The centrality index of a graph. *Psychometrika*, 31, 581 – 603.

- Schlinkert, D., Gerald, V.D.B.K. (2015). The development of the market for rare earth elements: insights from economic theory. *Resour. Policy*, 46, 272–280.
- Schwarz, A.J., Gozzi, A., Bifone, A. (2008). Community structure and modularity in networks of correlated brain activity. *Magn. Reson. Imaging*, 26, 914.
- Shipilov, A.V. (2009). Firm scope experience, historic multimarket contact with partners, centrality, and the relationship between structural holes and performance. *Organ. Sci*, 20, 85–106.
- Smith, S.M., Dorward, P.T. (2014). Nationalised large-scale mining, trade unions and community representation: perspectives from Northern Madagascar. *Resour. Policy*, 40, 31–41.
- Sonora, R.J. (2008). On the impacts of economic freedom on International trade flows: asymmetries and Freedom components. *General. Inf.* Tehseen, S., Sajilan, S., 2016. Network competence based on resource-based view and resource dependence theory. *Int. J. Trade Glob. Mark.* 9, 60–82.
- Tokito, S., Kagawa, S., Nansai, K. (2016). Understanding international trade network complexity of platinum: case of Japan. *Resour. Policy*, 49, 415–421.
- Trojan, C. (1986). [Milk policy and the role of the Community in the international trade]. [German]. *Molkerei Zeitung*.
- Tzekina, I., Danthi, K., Rockmore, D.N. (2008). Evolution of community structure in the world trade web. *Eur. Phys. J. B* 63, 541–545.
- Vickmajors, T.J., Priscu, J.C., Amaralzettler, L.A. (2014). Modular community structure suggests metabolic plasticity during the transition to polar night in ice-covered Antarctic lakes. *ISME J.* 8, 778.
- Westphal, J.D., Boivie, S., Chng, D.H.M. (2006). The strategic impetus for social network ties: reconstituting broken CEO friendship ties. *Strateg. Manag. J.* 27, 425–445.
- Xia, J., Wang, Y., Lin, Y., Yang, H., Li, S. (2016). Alliance formation in the midst of market and network: insights from resource dependence and network perspectives. *J. Manag.*
- Yin, X., Shanley, M. (2008). Industry determinants of the "Merger versus Alliance" decision. *Acad. Manag. Rev.* 33, 473–491.
- Ying, R.S.C.X.F. (2013). Analysis of China's Position in International Trade Based on a Complex Network Perspective. *Journal of Beijing Normal University*.
- Zhang, H.Y., Ji, Q., Fan, Y. (2014). Competition, transmission and pattern evolution: a network analysis of global oil trade. *Energy Policy*, 73, 312–322.
- Zheng, Y., Xia, J. (2017). Resource dependence and network relations: a test of venture capital investment termination in China. *J. Manag. Stud.*
- Zhong, W., An, H., Gao, X., Sun, X. (2014). The evolution of communities in the international oil trade network. *Phys. A Stat. Mech. Appl*, 413, 42–52.
- Zhong, W., An, H., Shen, L., Dai, T., Fang, W., Gao, X., Dong, D. (2017). Global pattern of the international fossil fuel trade: the evolution of communities. *Energy*, 123, 260.

International Economic Zones and Integration of Global Economy

Mostafa Heidari Haratemeh ¹

Received: 2023/09/18

Accepted: 2023/10/15

Introduction

In international trade network, countries are classified into different societies. These societies are formed based on commercial relations. Countries that are in the same society have close trade relations, while countries that are in different societies have much weaker trade relations, which shows that classification phenomenon has a meaningful effect on the field of international trade of resources. These societies also significantly promote free trade and improve commercial security and create favorable business conditions. For countries that rely heavily on foreign resources, establishing trade zones or joining a trade zone for their long-term development is of paramount importance. The division of societies in the trade network is based on geographical location or gross domestic product, not regional trade agreements. Some researchers have investigated the evolutionary characteristics of societies and analyzed the sustainability of international trade. In addition, some researchers argue that societies increase their commercial power by stabilizing the flow of resources in international trade, and their international position improves through cooperation with other countries. Several studies have provided a lot of knowledge about the society and the structural features of the international trade network, but few studies have dealt with the formation of trade areas and what promotes the formation of a trade area. The formation of trade communities/regions can be a strategy to reduce restrictions and increase trade interactions and its security through close communication between countries. Therefore, the current study can become more necessary in the situation where the current international business cooperation has become more and more important. Therefore, two main questions arise that need to be answered: 1) How are business areas formed, and 2) What factors influence the formation of business areas? Based on the studies, resource dependence theory and complex network theory can explain these questions well. Resource dependence theory states that if a firm is highly dependent on the target market, then it will be constrained by the actors in that market. Complex network theory is also a useful tool for systematically analyzing interactions between countries, especially when there are many countries involved and strong links between them exists. The purpose in fact was to investigate and recognize the influence of the resource dependence theory and the complex network theory in the formation of international trade areas in line with the integration of global economy.

Methodology

The data were extracted from the 22 countries active in international trade and based on the availability of the data of the official COMTRADE database of the United Nations in the period of 2011-2021. They account for the entire international trade. In order to analyze the data and estimate the models, negative

1. Associate Professor Department of Economics, Islamic Azad University, Naragh Branch, Naragh, Iran. Email: Mo.heidarih@iau.ac.ir

binomial regression was used because when there are countable and discrete data as the response variable, simple linear regression is not a suitable fitting method. So, Poisson regression was applied, which is considered a method in "generalized linear models" where the probability function for the "response variable" is considered to be "Poisson distribution" and suitable for count data.

Findings

The trade partner factor has a positive effect on the formation of international trade communities, that is, when a country cooperates with a large number of trade partners or has a superior position in the international trade network, it is more likely that other countries will form the same pattern. Therefore, when a country considers itself dependent on the resources of other countries, the possibility of forming a similar society will increase. Finally, network position plays a positive role in moderating the relationship between resource dependence and international trade areas.

Discussion and Conclusion

Based on resource dependence and complex network theory, and analyzing the decisive factors affecting the accession process of a country to the same trade zones, the dependence of the country's imports on the external environment is an integral factor in joining a country to the same trade zones. In fact, in choosing partners for the formation of commercial zones, countries attach great importance to the ability to provide resources of commercial partners. On the other hand, position of the network plays a positive role in the formation of a business community. Countries with a higher network position can not only access resources or reach the target market faster, but also have more control over the flow of resources. Therefore, it is more likely that countries will establish closer trade relations with countries that have a higher network position in order to increase their economic power. The more central a country's network position is, the easier it is to choose to join larger trade areas with other countries. Also, according to the resource dependence theory, the more central a country's network position is, the more likely it is to join the same trade areas as other countries. Network and resource considerations both simultaneously play a role in the strategic choice of national trade. In the case of countries that have the same resource abundance, a country can choose to form the same society as countries that have a more central network position. Finally, due to the development of export markets for domestic products, countries are easily affected by the network position. This will enable them to choose other countries that are in a more central network position to form the same society, rather than trying to trade among them. Based on the economic freedom factor and the diversity of the importing country, countries that can strengthen resource trade, can reduce or manage their dependence on other countries. In addition, they can balance the inventory and production of global resources.

Keywords: Complex Network Theory, Economic Zones, International Trade, Resource Dependence Theory

JEL Classification: FO2, F23, Q34

کاربرد رهیافت مارکوف - سوئیچینگ در بررسی فرضیه‌های رشد واردات - تولید و رشد صادرات - تولید در ایران^۱

فهمیده فتاحی^۲صمد حکمتی فرید^۳علی رضا زاده^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۷/۲۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۶/۲۸

چکیده

هدف از این مطالعه بررسی رابطه علیت غیرخطی بین تولید، صادرات و واردات و بررسی فرضیه‌های رشد واردات-تولید و رشد صادرات-تولید در ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۴۰۰:۴ می‌باشد. با توجه به اینکه اکثر سری‌های اقتصادی به علل مختلف از جمله تغییرات ساختاری اقتصادی یا تغییر رفتار عوامل اقتصادی در طول زمان دچار تغییر در روند و رفتار می‌شوند، بر این اساس تغییرات سری‌های زمانی می‌تواند موجب تغییر روابط بین متغیرها در طول زمان شود. از این‌رو انتقال غیرخطی واردات و صادرات بسیار محتمل به نظر می‌رسد. انتقال غیرخطی واردات و صادرات به معنی تغییر نحوه اثرگذاری تغییرات واردات و صادرات بر تولید و برعکس می‌باشد. بدین منظور از رویکرد غیرخطی خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف جهت بررسی رابطه علیت غیرخطی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که با توجه به مثبت بودن عرض از مبدأ در رژیم اول و منفی بودن آن در رژیم دوم، رژیم اول بیانگر رژیم رونق و رژیم دوم نشان‌دهنده رژیم رکود می‌باشد. با توجه به نتایج ماتریس احتمالات هم می‌توان گفت رژیم رونق نسبت به رژیم رکود پایدارتر است. همچنین نتایج حاصل از رابطه علیت بیانگر رابطه علیت غیرخطی دوطرفه و تأیید فرضیه‌های بازخورد، یعنی فرضیه‌های رشد صادرات-تولید و رشد واردات-تولید در ایران است. علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که در رژیم رونق رابطه علیت غیرخطی یک‌طرفه بین واردات و صادرات از سمت صادرات به واردات وجود دارد. رابطه علیت دو طرفه هم بین واردات و صادرات در رژیم رکود برقرار است.

واژگان کلیدی: رشد واردات - تولید، رشد صادرات - تولید، علیت غیرخطی، رویکرد غیرخطی

MS-VAR

طبقه‌بندی JEL: F11, O40, C32

-
۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری خانم فهمیده فتاحی دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه است.
 ۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. fa.fattahi@urmia.ac.ir
 ۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. (نویسنده مسئول) s.hekmati@urmia.ac.ir
 ۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. a.rezazadeh@urmia.ac.ir

۱. مقدمه

سیاست‌های اقتصاد کلان شامل سیاست مالی، سیاست پولی، سیاست آزادسازی تجارت خارجی و سیاست‌های ترویج سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از عوامل مهم رشد اقتصادی بلندمدت هستند، که در موارد خاص سیاست باز بودن تجاری، وجود یک رابطه علیت احتمالی بین رشد تجارت بین‌الملل و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. باوجود اینکه، بسیاری از مطالعات تجربی رابطه بین تجارت بین‌الملل و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند، اما هنوز علیت بین این دو متغیر حل نشده و سیاست اقتصادی آزادسازی تجاری عموماً همراه با هدف ترویج توسعه و تنوع صادرات و واردات است که تأثیر مثبت این سیاست بر رشد اقتصادی ناشی از تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم می‌باشد (رومین و همکاران، ۲۰۱۹).

براساس اثرات مستقیم، گلدشتاین و خان^۲ (۱۹۸۲) نشان می‌دهند که تولید و تقاضا دو کانال اصلی هستند که از طریق آنها صادرات منجر به رشد و توسعه اقتصادی می‌شود. در واقع، ممکن است به دنبال صادرات، افزایشی در تولید وجود داشته باشد، زیرا توسعه صادرات از یک سو، در جایی که مزیت نسبی نشان داده می‌شود، تمرکز سرمایه‌گذاری در این بخش را ممکن می‌سازد، از سوی دیگر زیرساخت‌های توسعه‌ای و سیستم‌های حمل و نقل و ارتباطات را نشان می‌دهد که به نوبه خود تولید کالاها و خدمات دیگر را تسهیل می‌کند. علاوه بر این، فرآیند تولید با افزایش تجارت بین‌المللی بهبود می‌یابد، زیرا بخش تجارت بین‌الملل کانالی برای انتقال فناوری، دانش، سرمایه انسانی و صرفه‌جویی در مقیاس است (بکری^۳، ۲۰۱۷a).

مطالعات تجربی زیادی در مورد رابطه علیت بین سیاست‌های تجاری برون‌گرا^۴ و رشد اقتصادی صورت گرفته که ادوار دزه^۵ (۱۹۹۳) این مطالعات را در سه دیدگاه انتقادی طبقه‌بندی می‌کند. در دیدگاه اول، مطالعات اولیه مربوط به تجزیه و تحلیل همبستگی دو متغیره با نادیده گرفتن عوامل کلیدی رشد توسط نظریه رشد نئوکلاسیک است. در دیدگاه دوم به مطالعات قبلی به دلیل محدودیت پایگاه‌های داده سری زمانی پویا، به جریان معکوس علیت از نظر صادرات و رشد (و بالعکس) توجهی نشده است. در دیدگاه سوم هم مدل‌های آماری معتبر، مانند فرض رگرسیون خطی بین صادرات و رشد، یک استنتاج نادرست به نظر می‌رسد و در مطالعات اخیر فرضیه رشد صادرات‌محور^۶ (ELG) به رویکرد تولید نئوکلاسیک با اتخاذ مدل‌های اقتصادسنجی پیچیده اختصاص یافته است (آوکوزه و کریستوپولوس^۷، ۲۰۰۹، لیو و ژانگ^۸، ۲۰۱۵).

تجزیه و تحلیل تجربی فرضیه‌های رشد صادرات‌محور (ELG)، صادرات رشد‌محور (GLE)، رشد واردات‌محور (ILG) و واردات رشد‌محور (GLI)، در مورد تجارت و رشد اقتصادی، شواهد قابل تأییدی را با استفاده از روش‌های علمی ارائه می‌دهد. فرضیه رشد صادرات‌محور (ELG) یعنی نقش صادرات

1. Romyen, et al. (2019)
2. Goldstein & Khan (1982)
3. Bakari (2017a)
4. outward-oriented trade policies
5. Edwards (1993)
6. export-led growth (ELG)
7. Awokuse & Christopoulos (2009)
8. Liu & Zhang (2015)

در رشد اقتصادی در اکثر تحقیقات تجربی بیان شده است. فرضیه صادرات رشدمحور (GLE) هم، به عنوان یک استراتژی متمرکز بر صادرات خارجی با هدف تقویت ظرفیت تولیدی است که با رشد اقتصادی همخوانی دارد. این فرضیه شامل ارتقای صادرات و کسب ذخایر ارزی با اتخاذ سیاست‌های معین است. لذا با این رویکرد، واردات کالاها و خدمات با فناوری پیشرفته می‌تواند به نفع رشد اقتصادی باشد، که صادرات ابزاری بلندمدت برای صرفه‌جویی در مقیاس در نظر گرفته شده و با استفاده از فناوری پیشرفته و نیروی کار ماهر باعث رشد اقتصادی در بازار داخلی می‌شود، که در نهایت این فرآیند منجر به بهبود کارایی و بهره‌وری در اقتصاد می‌گردد (استایتیه و همکاران، ۲۰۲۳). بعد از آن، روش‌های سری زمانی مانند تکنیک‌های مدل‌سازی هم‌انباشتگی و همبستگی خطا برای بررسی رویکرد همبستگی‌های هم‌انباشته بلندمدت بر اساس فرضیه رشد صادرات محور (ELG) مورد استفاده قرار گرفت (رپاس و کریستوپولوس، ۲۰۰۵). اما به طور متوسط در ادبیات به مدل غیرخطی در رابطه بین واردات، صادرات و تولید توجهی نشده است. شواهد تجربی اولیه از رابطه علیت صادرات به سمت رشد اقتصادی (ELG) یا از رشد اقتصادی به سمت صادرات (GLE) و همچنین رابطه علیت واردات به سمت رشد اقتصادی (ILG) یا از رشد اقتصادی به سمت واردات (GLI)، پیروی کرده و مرتباً از همبستگی دینامیکی متغیر با زمان ۳ بین ویژگی‌های سری غافل شده‌اند. با توجه به تداوم شکست ساختاری، یک رابطه علی بین متغیرهای مربوطه احتمالاً گمراه کننده است. بنابراین، پویایی‌های غیرخطی برای داده‌های کلان اقتصادی (به عنوان مثال، رشد تولید ناخالص داخلی، صادرات و واردات) به ابزارهای ضروری در مورد چرخه‌های تجاری تبدیل می‌شوند. در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال کرد که ممکن است رابطه علیت غیرخطی بین تولید، صادرات و واردات وجود داشته باشد و آگاهی از این موضوع و میزان آن از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برخوردار است. لذا چگونگی بررسی رابطه علیت غیرخطی و اثرات متقابل تولید، صادرات و واردات نیازمند بررسی تجربی در ایران است. برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی تحلیل رابطه علیت غیرخطی بین تولید، صادرات و واردات و تأیید فرضیه‌های رشد واردات-تولید و رشد صادرات-تولید در ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۱۳۶۷:۱ - ۱۴۰۰:۴ می‌پردازد. در این راستا ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به مرور پیشینه تجربی پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل پژوهش برآورد و تجزیه و تحلیل شده و بحث و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی

بسیاری از مطالعات تأثیر مثبت صادرات بر رشد اقتصادی (فرضیه رشد صادرات محور (ELG)) را با بیان افزایش صرفه‌جویی در مقیاس، پذیرش فناوری پیشرفته و استفاده بیشتر از ظرفیت مورد بررسی

1. Istaiteyeh, et al. (2023)

2. Reppas & Christopoulos (2005)

3. time-varying dynamic correlation

قرار داده‌اند (فدر، ۱۹۸۲؛ لوکاس، ۱۹۸۸؛ الیوسف، ۱۹۹۷؛ ووهر، ۲۰۰۱؛ ابو-استیت، ۲۰۰۵). نتایج بیان می‌کند که رشد صادرات باعث افزایش سرمایه‌گذاری در بخش‌هایی می‌شود که یک کشور در آنها مزیت نسبی دارد و تولید ملی و نرخ رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. همچنین، افزایش صادرات باعث افزایش ورود ارز و گسترش واردات خدمات و کالاهای سرمایه‌ای می‌شود که در افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی مهم هستند.

همچنین، برخی مطالعات نشان می‌دهند که این تأثیر مثبت در کشورهای توسعه‌یافته قوی‌تر از کشورهای کمتر توسعه‌یافته است (مایکلی، ۱۹۷۷؛ کاووسی، ۱۹۸۴؛ ووهر، ۲۰۰۱). همان‌طور که کیندلبرگر^۸ (۱۹۶۲) اشاره می‌کند، برای تأثیر مثبت صادرات بر رشد اقتصادی، «باید تشکیل سرمایه، تغییرات فنی و تخصیص مجدد منابع وجود داشته باشد».

علاوه‌براین، چندین مطالعه تجربی به بررسی رابطه علیت بین صادرات و رشد اقتصادی پرداخته‌اند و مطرح می‌کنند یک رابطه علیت یک طرفه از سمت صادرات به رشد اقتصادی وجود دارد که بیان‌کننده تأیید فرضیه رشد صادرات‌محور (ELG) است (یانیککایا، ۲۰۰۳؛ شیرازی و مناپ، ۲۰۰۴؛ ابواستیت، ۲۰۰۵؛ سیلیورستوف و هرزر، ۲۰۰۶؛ گبایه و همکاران، ۲۰۱۳). مطالعات دیگر هم استدلال می‌کنند که یا علیت از سمت رشد به صادرات وجود دارد یا یک رابطه علیت دوطرفه بین صادرات و رشد اقتصادی برقرار است (پاناس و وامووکاس، ۲۰۰۲؛ آووکوز، ۲۰۰۷؛ نارایان و همکاران، ۲۰۰۷؛ البیدی و همکاران، ۲۰۱۰؛ میشر، ۲۰۱۱). براساس فرضیه صادرات رشد‌محور (GLE)، مطرح می‌شود که رشد اقتصادی، نیازهای جدیدی را ایجاد می‌کند که در ابتدا نمی‌توان آنها را با تولید داخلی پوشش و واردات کشور برای تجهیزات سرمایه‌ای را افزایش داد و فناوری موجود را بهبود بخشید (کیندلبرگر، ۱۹۶۲)، لذا این امر می‌تواند باعث گسترش صادرات، به‌ویژه صنایع تولیدی شود (بوجو و باربیری، ۲۰۱۷؛ کالدو

-
1. Feder (1982)
 2. Lucas (1988)
 3. Al-Yousif (1997)
 4. Vohra (2001)
 5. Abou-Staits (2005)
 6. Michaely (1977)
 7. Kavoussi (1984)
 8. Kindleberger (1962)
 9. Yanikkaya (2003)
 10. Shirazi & Manap (2004)
 11. Siliverstovs & Herzer (2006)
 12. Gbaiye, et al. (2013)
 13. Panas & Vamvoukas (2002)
 14. Awokuse (2007)
 15. Narayan, et al. (2007)
 16. Elbeydi, et al. (2010)
 17. Mishra (2011)
 18. Boggio & Barbieri (2017)

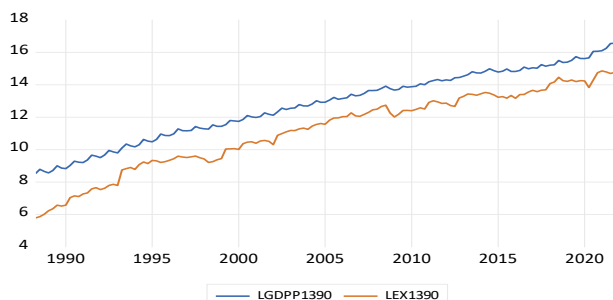
۱، ۱۹۷۰). در مورد اول قابل ذکر است که چندین مطالعه نشان می‌دهند که هیچ رابطه علیتی بین صادرات و رشد اقتصادی وجود ندارد (یونگ و مارشال ۲، ۱۹۸۵؛ السکا و المطیری ۳، ۲۰۰۰؛ تانگ ۴، ۲۰۰۶). بنابراین، در مورد اینکه آیا صادرات باعث رشد اقتصادی می‌شود یا خیر، اتفاق نظر وجود ندارد.

تعدادی از مطالعات پیشین استدلال می‌کنند که معیارهای کل ممکن است اثرات علی متفاوت زیرمجموعه‌های صادرات بر رشد اقتصادی را بیوشاند (غتک و همکاران ۵، ۱۹۹۷؛ تان و نگ ۶، ۱۹۹۸؛ ابوقرن و ابوبدر ۷، ۲۰۰۴). به عنوان مثال، فانتک و همکاران ۸ (۱۹۹۷) از فرضیه رشد صادرات محور (ELG) برای صادرات کل در مالزی حمایت می‌کند، با این حال، صادرات اولیه بدون سوخت اثر علی منفی بر رشد اقتصادی دارد. مطالعه تان و نگ (۱۹۹۸) نشان می‌دهد که هیچ رابطه بلندمدتی بین کل صادرات و رشد اقتصادی در هنگ کنگ وجود ندارد. در مقابل، زمانی که کل صادرات به صادرات داخلی و صادرات مجدد تقسیم می‌شود، یک رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. علاوه بر این، اگرچه مطالعه ابوقرن و ابوبدر (۲۰۰۴) از فرضیه رشد صادرات محور (ELG) برای کل صادرات در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا پشتیبانی می‌کند، صادرات تولیدی باعث رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین، اعتبار یا عدم اعتبار فرضیه رشد صادرات محور (ELG) به اندازه‌گیری صادرات بستگی دارد.

علاوه بر این، برخی از مطالعات هم بیان می‌کنند که صادرات تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد و اشاره می‌کنند که این اثر با کالاهای اولیه (که سهم بزرگی از کل صادرات را در برخی کشورها تشکیل می‌دهند) مرتبط است (لی و هوانگ ۹، ۲۰۰۲؛ هرزر و همکاران ۱۰، ۲۰۰۶؛ کیم و لین ۱۱، ۲۰۰۹؛ کالایتری و کلیو ۱۲، ۲۰۱۸). این مطالعات پیشین تأثیر ترکیب صادرات بر رشد اقتصادی را بررسی می‌کنند، که نشان می‌دهد همه صادرات به طور یکسان در رشد اقتصادی نقش ندارد (فوسو، ۱۹۹۰؛ هرزر و همکاران، ۲۰۰۶؛ سیلیورستوف و هرزر، ۲۰۰۶؛ حسینی و تنگ ۱۳، ۲۰۱۴). اتکای اقتصادها به صادرات محصولات اولیه می‌تواند رشد اقتصادی را کُند کند، در حالی که گسترش صادرات تولیدی می‌تواند تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته باشد. به طور خاص، فوسو (۱۹۹۰) نشان می‌دهد که صادرات اولیه تأثیر ناچیزی بر رشد اقتصادی در میان کشورهای کمتر توسعه‌یافته دارد، در حالی که بخش صادرات تولیدی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. علاوه بر این، سیلیورستوف و هرزر (۲۰۰۶) بیان

-
1. Kaldor (1970)
 2. Jung & Marshall (1985)
 3. El-Sakka & Al-Mutairi (2000)
 4. Tang (2006)
 5. Ghatak, et al. (1997)
 6. Tuan & Ng (1998)
 7. Abu-Qarn & Abu-Bader (2004)
 8. Ghatak, et al. (1997)
 9. Lee & Huang (2002)
 10. Herzer, et al. (2006)
 11. Kim & Lin (2009)
 12. Kalaitzi & Cleeve (2018)
 13. Hosseini & Tang (1990)

می‌کنند که یک علیت گرنجری یک طرفه از صادرات تولیدی به سمت رشد اقتصادی وجود دارد، در حالی که صادرات اولیه باعث رشد اقتصادی در شیلی نمی‌شود. مطالعه اخیر حسینی و تنگ (۲۰۱۴) نشان می‌دهد که صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر مثبت دارد، در حالی که صادرات نفت و گاز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. بنابراین رابطه بین تولید و صادرات در ایران طی دوره‌ی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۴۰۰:۴ در نمودار (۱) نمایش داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار رشد صادرات و تولید در ایران طی دوره‌ی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۴۰۰:۴ در یک راستا بوده و با هم افزایش پیدا می‌کنند. به گفته هرزر و همکاران (۲۰۰۶)، «صادرات تولیدی ممکن است پتانسیل بیشتری را برای سرریز دانش و سایر عوامل خارجی نسبت به صادرات اولیه ارائه دهد». به‌طور کلی، همان‌طور که ساکس و وارنر (۱۹۹۵) اشاره می‌کنند، سهم بالاتر صادرات اولیه با رشد کمتر همراه است.



نمودار ۱: رابطه بین تولید ناخالص داخلی و صادرات کالا و خدمات در ایران

(منبع: بانک مرکزی)

۲-۲. رابطه بین واردات و رشد اقتصادی

علیت بین متغیرها را می‌توان با چهار فرضیه شامل (۱) فرضیه رشد واردات محور (ILG)، (۲) فرضیه واردات رشد محور (GLI)، (۳) فرضیه بازخورد (FB) و (۴) فرضیه بی‌طرفی یا خنثی (NH) طبقه‌بندی کرد. طبق فرضیه رشد واردات محور (ILG)، هر اقتصادی دارایی‌های ثابت و محصولات با فناوری پیشرفته را وارد می‌کند که منجر به گسترش زیرساخت‌های صنعتی می‌شود و به‌طور متناوب رشد اقتصادی را تحریک (هنسون و ترواواس، ۱۹۸۲) و فرضیه رشد واردات محور (ILG) متوسط رشد اقتصادی بلندمدت را مشخص می‌کند، بنابراین مواد اولیه ضروری و فناوری پیشرفته جهانی را برای صنایع داخلی ارائه می‌دهد (کو و هلپمن، ۱۹۹۵).

از سوی دیگر، فرضیه واردات رشد محور (GLI) بیانگر این است که رشد اقتصادی میل به واردات را افزایش داده و نشان می‌دهد واردات توسط رشد اقتصادی آغاز می‌شود. چنین فرضیه‌ای حاکی از کنترل رابطه علی متعاقب رشد اقتصادی با واردات است. فرضیه بازخورد (FB) نشان می‌دهد که فرضیه واردات

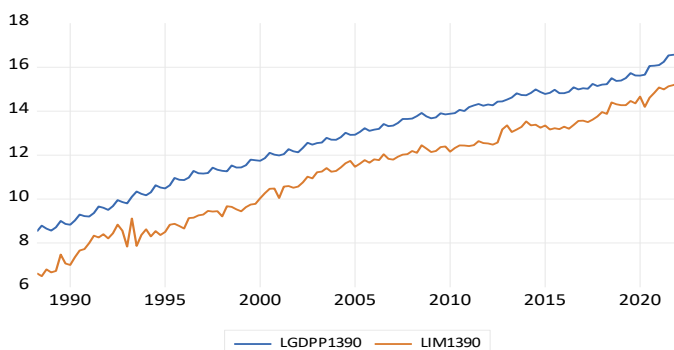
1. growth-Led imports (GLI) hypothesis

2. Feedback hypothesis

3. neutrality hypothesis (NH)

4. Hanson & Trewavas (1982)

رشد محور (GLI) و فرضیه رشد واردات محور (ILG) غالب هستند. این فرضیه به این نکته اشاره می‌کند که بین واردات و رشد اقتصادی همبستگی علی دوطرفه وجود دارد و نشان می‌دهد واردات و رشد اقتصادی با هم ارتقا می‌یابند. با این وجود، فرضیه بی‌طرفی یا خنثی (NH) فقط برعکس فرضیه بازخورد است، زیرا از فرضیه واردات رشد محور (GLI) یا فرضیه رشد واردات محور (ILG) پشتیبانی نمی‌کند و نشان می‌دهد که بین متغیرهای واردات و رشد اقتصادی رابطه علی وجود نخواهد داشت. حقایق مؤید فرضیه فوق در مطالعات تجربی نشان داده شده است. از این رو، از ویژگی‌های برخی پژوهش‌ها، یکی از روش‌های مهمی که در مقالات پژوهشی به آن اشاره شده است، استفاده از آزمون علیت گرنجر است (عثمان و بشیر، ۲۰۲۲). بر این اساس رابطه بین تولید ناخالص داخلی و واردات کالا و خدمات در ایران طی دوره‌ی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۴۰۰:۴ هم به صورت نمودار (۲) است. با توجه به نمودار (۲) می‌توان گفت که طی دوره مورد بررسی هم‌زمان با رشد اقتصادی، واردات کالا و خدمات در ایران در حال افزایش است و احتمالاً رابطه علیت دوطرفه وجود داشته باشد که در این مطالعه وجود رابطه علیت بین دو متغیر بررسی می‌شود.



نمودار ۲: رابطه بین تولید ناخالص داخلی و واردات کالا و خدمات در ایران
(منبع: بانک مرکزی)

۳. پیشنهاد پژوهش

مطالعات متعددی در زمینه رابطه بین واردات، صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد که از جمله آنها می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود:

۳-۱. مطالعات در زمینه رابطه علیت گرنجر بین واردات و رشد اقتصادی

های (۲۰۱۲)، های و همکاران (۲۰۱۳) و رحمان و شهباز (۲۰۱۳) رابطه علیت گرنجر را با تأیید فرضیه بازخورد (FB) در مورد رابطه رشد و واردات مورد بررسی قرار داده‌اند. کوماری و مالهورا (۲۰۱۴)

1. Usman & Bashir (2022)
2. Hye (2012)
3. Hye, et al. (2013)
4. Rahman & Shahbaz (2013)
5. Kumari & Malhotra (2014)

هم با استفاده از آزمون علیت گرنجری تودا-یاماموتو (T-Y) فرضیه بازخورد (FB) و فرضیه خنثی (NH) رابطه رشد و واردات را در هند و چین بررسی کرده‌اند. همچنین، چانگ و همکاران^۱ (۲۰۱۴) به بررسی فرضیه واردات رشد محور (GLI)، فرضیه بازخورد (FB) و فرضیه خنثی (NH) با استفاده از آزمون علیت گرنجر پانل بوت استرپ^۲ در ۹ استان آفریقای جنوبی پرداخته‌اند.

الوئی^۳ (۲۰۱۵) و اندروز^۴ (۲۰۱۵) فرضیه بازخورد (FB) رابطه رشد و واردات را با استفاده از آزمون علیت گرنجری الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) مورد بررسی قرار داده‌اند.

فاپتو و اووای^۵ (۲۰۱۷) با استفاده از آزمون علیت گرنجری تودا-یاماموتو (T-Y) به بررسی فرضیه رشد واردات محور (ILG) پرداخته‌اند، همچنین بکری (۲۰۱۷) فرضیه رشد واردات محور (ILG) را با استفاده از آزمون علیت گرنجری الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) بررسی کرده‌اند. بکری و کریت^۶ (۲۰۱۷) به بررسی فرضیه بازخورد (FB) رابطه رشد و واردات با استفاده از آزمون علیت گرنجری الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) در موریتانی پرداخته‌اند. آلوکو و آدی‌ای^۷ (۲۰۲۰) فرضیه‌های رشد واردات محور (ILG)، واردات رشد محور (GLI)، بازخورد (FB) و خنثی (NH) را در ۴۱ کشور آفریقای جنوبی با استفاده از آزمون علیت گرنجری تودا-یاماموتو^۸ (T-Y) بررسی کرده‌اند.

عثمان و بشیر^۹ (۲۰۲۲) هم به بررسی رابطه علی بین واردات و رشد اقتصادی در اقتصادهای چین، هند و G7 با استفاده از تحلیل علیت گرنجر قبل از میلاد در دامنه فرکانس علیت کوتاه مدت (موقت) و بلندمدت (دائمی) پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که یک دامنه فرکانس (بالا و کم) اثبات رابطه علی دو طرفه بین واردات و رشد اقتصادی وجود دارد. که به نظر می‌رسد واردات و رشد اقتصادی در بیشتر اقتصادها به رابطه بلندمدت و کوتاه مدت بودن بستگی دارد.

۳-۲. مطالعات در زمینه رابطه علیت گرنجری بین صادرات و رشد اقتصادی

کالایتزی و چمبرلین^۹ (۲۰۲۰) به بررسی اعتبار فرضیه رشد صادرات محور (ELG) در امارات متحده عربی طی دوره زمانی ۱۹۷۵ - ۲۰۱۲، با استفاده از آزمون علیت گرنجری چند متغیره برای بررسی جهت علیت کوتاه مدت پرداخته‌اند. نتایج وجود رابطه بلندمدت بین صادرات و رشد اقتصادی را تأیید می‌کند.

قاسملو و همکاران^{۱۰} (۱۳۹۵) رابطه بین رشد صادرات کالاهای صنعتی و رشد اقتصادی در استان‌های کشور (GMM2) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج وجود علیت دو طرفه بین متغیرها را تأیید می‌کند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که رشد صادرات کالاهای صنعتی تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی و ارزش افزوده بخش صنعت دارد.

1. Chang, et al. (2014)
2. Bootstrap panel Granger causality test
3. El Alaoui (2015)
4. Andrews
5. Fapetu & Owoeye (2017)
6. Bakari & Krit (2017)
7. Aluko & Adeyeye (2020)
8. Toda-Yamamoto (T-Y) GC test
9. Kalaitzi & Chamberlain (2020)

خلیلی ملک‌شاه و قهرمان‌زاده (۱۳۹۵) به بررسی ارتباط علی بین صادرات حقیقی بخش کشاورزی و رشد بخش کشاورزی در ایران با استفاده از روش مدل‌سازی علی جدید پرداخته‌اند. بدین منظور از روش گراف‌های غیرچرخشی جهت‌دار (DAG) به منظور شناسا نمودن شوک‌های ساختاری در مدل VAR ساختاری استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه علی بین صادرات بخش کشاورزی و رشد بخش کشاورزی در ایران یک‌طرفه و از رشد بخش کشاورزی به سمت صادرات بخش کشاورزی است. این امر تأییدکننده فرضیه رشدمحور صادرات در بخش کشاورزی می‌باشد.

آهنی (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه رشد اقتصادی، اشتغال و صادرات غیرنفتی در استان خراسان جنوبی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۴ پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که رابطه مثبت و معنی‌داری بین اشتغال و صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین تأثیرپذیری رشد اقتصادی از اشتغال، سرمایه و تأثیرپذیری اشتغال از سرمایه و صادرات غیرنفتی مشاهده می‌شود.

شاکری‌بستان‌آباد و صالحی‌کمرودی (۱۴۰۰) به بررسی تأثیر قیمت صادرات بر رشد اقتصادی ایران با استفاده الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری و گراف‌های جهت‌دار غیرمدور در دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۵ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که قیمت صادرات، اثر مثبت اندکی بر رشد اقتصادی دارد و رشد اقتصادی باعث کاهش قیمت صادرات می‌شود، اما به دلیل اینکه صادرات و همچنین رشد اقتصادی کشور، وابستگی زیادی به واردات، به‌ویژه قیمت واردات دارد، نمی‌توان به افزایش تولید و صادرات از طریق افزایش نرخ ارز امیدوار بود، به‌ویژه که تأثیر مثبت افزایش قیمت صادراتی بر رشد اقتصادی، نسبتاً کم می‌باشد.

۳-۳. مطالعات در زمینه رابطه علیت گرنجری بین صادرات، واردات و رشد اقتصادی

بکری و مبروکی^۱ (۲۰۱۷) به بررسی رابطه بین صادرات، واردات و رشد اقتصادی در پاناما پرداخته است. برای دستیابی به این هدف، داده‌های سالانه طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۵ با استفاده از تحلیل تکنیک هم‌انباشتگی جوهانسن و مدل خودرگرسیون برداری و آزمون‌های علیت گرنجر مورد آزمون قرار گرفته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بین صادرات، واردات و رشد اقتصادی در پاناما رابطه وجود ندارد. از سوی دیگر، نتایج بیانگر این است که علیت دوطرفه از واردات به سمت رشد اقتصادی و از صادرات به سمت رشد اقتصادی وجود دارد. این نتایج بیان می‌کند که صادرات و واردات، به‌عنوان منبع رشد اقتصادی در پاناما می‌باشد.

بکری (۲۰۱۷ا) به بررسی رابطه بین صادرات، واردات و رشد اقتصادی در تونس با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری^۲ و داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره ۱۹۶۵-۲۰۱۶ پرداخته است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که در بلندمدت صادرات تأثیر منفی و واردات تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند، همچنین، رشد اقتصادی و واردات تأثیر مثبت بر صادرات دارند. با این حال در کوتاه‌مدت نتایج

تجربی نشان می‌دهد که رابطه علی دو طرفه بین صادرات و رشد اقتصادی، رابطه علی یک‌طرفه از سمت صادرات به واردات و رابطه علی یک‌طرفه از سمت واردات به رشد اقتصادی وجود دارد.

رومین و همکاران (۲۰۱۹) رابطه بین صادرات، واردات و تولید در تایلند را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای^۱ (TVAR) و تصحیح خطای برداری آستانه‌ای^۲ (TVEC) مورد بررسی قرار داده‌اند. شواهد تجربی اعتبار فرضیه رشد صادراتی را تأیید می‌کند که دلالت بر بازخورد درونی رابطه رشد صادرات - تولید دارد. همچنین بیان می‌کنند که در طول چرخه‌های تجاری، ویژگی‌های صادرات - تولید در چرخه‌های اقتصادی را می‌توان با مدل‌های TVAR و TVEC دواستانه‌ای طبقه‌بندی کرد. این متغیرهای وابسته از تعادل بلندمدت همگرا می‌شوند. در مورد آستانه‌هایی که همبستگی دارند، حاکی از آن است که بین تولید ناخالص داخلی (GDP) و صادرات و بین تولید ناخالص داخلی (GDP) و واردات یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد، در حالی که به نظر نمی‌رسد رابطه‌ای بین صادرات و واردات وجود داشته باشد. علاوه بر این، یک پیش‌بینی پنج ساله (دوره ۲۰۱۸-۲۰۲۲) نشان می‌دهد که سناریوهای رشد صادرات-تولید به طور مداوم در طول روند کوتاه‌مدت به سمت بالا حرکت می‌کنند. بنابراین، سیاست‌گذاران باید سیاست‌های اقتصاد کلان ضدچرخه‌ای^۳ را در رژیم‌های پایین، متوسط و بالا برجسته کنند تا وضعیت رونق^۴ را تقویت کرده و وضعیت رکود کوتاه‌مدت را تشویق کنند.

هلالی^۶ (۲۰۲۱) به بررسی شناسایی و تجزیه و تحلیل چرخه‌های اقتصادی و رشد در تونس و کشورهای شریک اروپایی اصلی آن طی یک دوره ماهانه از ۲۰۱۷:۵-۱۹۹۰:۱ با تکیه بر دو رویکرد پیشنهاد شده: یک رویکرد پارامتریک، یعنی مدل خودرگرسیون تغییر رژیم مارکوف و یک رویکرد ناپارامتریک بنام روش بری-بوشان، پرداخته است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که نظم چرخه‌ای اقتصاد تونس به ویژگی‌های چرخه اقتصادی مشاهده‌شده در کشورهای منطقه یورو نزدیک است. بر اساس احتمالات هموار و فیلتر شده با استفاده از مدل‌های تغییر رژیم $MS(2) - VAR(1)$ نتایج نشان می‌دهد که در مطالعه شباهت بین فازهای چرخه‌ای تونس و کشورهای اروپایی که تمایل به اثبات گمانه‌زنی‌های مرتبط با تاثیر مدت زمان پایان مراحل رکود چرخه کلاسیک دارند، مشاهده می‌شود.

استاتیتیه و همکاران (۲۰۲۳) به بررسی روابط تعادلی و علیت پویا بین رشد اقتصادی، صادرات و واردات در اردن با استفاده از داده‌های سری زمانی و آزمون‌های علیت گرنجری و توابع عکس‌العمل آنی طی سال‌های ۱۹۷۶ تا ۲۰۲۱ پرداخته‌اند. نتایج توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که ممکن است برخی از روابط کوتاه‌مدت بین مجموعه داده‌ها وجود داشته باشد. آزمون‌های هم‌انباشتی

-
1. threshold vector autoregressive
 2. threshold vector error correction (TVEC)
 3. countercyclical
 4. recoveries
 5. recessions
 6. Helali (2021)

یوهانسن نشان می‌دهد که هم‌انباشتگی وجود ندارد، و از این رو هیچ رابطه بلندمدتی بین سری‌های زمانی مشاهده نمی‌شود. به نظر می‌رسد که در کوتاه‌مدت، هم تولید ناخالص داخلی و هم تشکیل سرمایه ناخالص علیت گرنجری صادرات کالا هستند و یک شوک در صادرات کالا، واردات کالا و تشکیل سرمایه ناخالص باعث واکنش‌های نوسانی بسیار کمی از تولید ناخالص داخلی، صادرات کالا، واردات کالا و سرمایه ناخالص در کوتاه‌مدت می‌شوند و واکنش‌ها در بلندمدت نزدیک به صفر است. ساند و همکاران^۱ (۲۰۲۳) تاثیر صادرات، واردات و باز بودن تجارت را بر رشد اقتصادی نامیبیا با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بین واردات و رشد اقتصادی رابطه منفی معناداری وجود دارد، در حالی که صادرات و باز بودن تجاری رابطه مثبت و معناداری با رشد اقتصادی نشان می‌دهند. علاوه بر این، رشد اقتصادی کوتاه‌مدت توسط صادرات، واردات و باز بودن تجارت هدایت می‌شود.

یانگ و همکاران^۲ (۲۰۲۳) یک رویکرد یادگیری گروهی را برای بهبود عملکرد پیش‌بینی با ترکیب کردن روابط ساختاری بین مدل‌های تجارت و یادگیری عمیق برای پیش‌بینی تجارت خارجی برای ده کشور بزرگ پیشنهاد کرده‌اند. روش پیشنهادی ابتدا یک رابطه همگرایی بین صادرات و واردات و متغیرهای ساختاری آنها ایجاد می‌کند. سپس از مدل‌های هم‌انباشته برای پیش‌بینی آینده تجارت استفاده می‌شود که به‌عنوان یک مدل معیار برای مقایسه است. یک الگوریتم یادگیری عمیق ترکیبی از متغیرهای هم‌انباشته به‌عنوان متغیرهای ورودی برای پیش‌بینی داده‌های تجاری استفاده می‌کند و سپس با پیش‌بینی‌های سری زمانی و مدل‌های ساختاری اقتصادی مقایسه می‌شود. نتایج تجربی نشان می‌دهد که روش یادگیری گروهی می‌تواند به عملکرد پیش‌بینی عالی برای دوره‌های آزمایش شده داده‌های تجارت دست یابد. در اغلب موارد، ریشه به معنای مربع خطا و میانگین درصد مطلق مقادیر خطا از سری زمانی و مدل‌های ساختاری اقتصادی کوچک‌تر است.

بررسی مطالعات صورت گرفته حاکی از آن است که در اکثر این مطالعات رابطه خطی بین رشد اقتصادی و صادرات در ایران مورد بررسی قرار گرفته است ولی در این مطالعات:

۱. ارتباط بین رشد اقتصادی، صادرات و واردات و فرضیه‌های رشد واردات-تولید و رشد صادرات-تولید به‌صورت غیرخطی در ایران کمتر مورد توجه قرار گرفته است؛
۲. همچنین تاکنون در سطح کشور مطالعه‌ای در خصوص رابطه علی بین تولید-واردات، تولید-صادرات و واردات-صادرات به‌صورت هم‌زمان و به‌صورت غیرخطی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف (MSVAR) و بررسی رابطه علیت بر پایه مدل خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف صورت نگرفته است، که این دو امر به‌عنوان نوآوری مطالعه می‌باشند.

۴. روش‌شناسی تحقیق

با توجه به نمودارهای (۱) و (۲) می‌توان گفت که اقتصاد ایران به صادرات و واردات کالا و خدمات وابسته می‌باشد، به نظر می‌رسد در صورت وجود شکست‌های ساختاری، روش همبستگی خطی مدل ناکافی برای تخمین اثر واحد کل باشد. بنابراین، مدل خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف (MSVAR)، برای تحلیل رابطه علیت غیرخطی بین رشد اقتصادی، صادرات و واردات و تأیید فرضیه‌های رشد صادرات-تولید و رشد واردات - تولید به کار گرفته می‌شود. سه مجموعه داده اصلی شامل تولید ناخالص داخلی واقعی، صادرات واقعی و واردات واقعی به صورت لگاریتمی و تفاضلی در نظر گرفته شده است. مدل مورد مطالعه با پیروی از مطالعه رومین و همکاران (۲۰۱۹)، هلالی (۲۰۲۱) و استاتیته و همکاران (۲۰۲۳) به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$X = (D4LGDP, D4LEX, D4LIM) \quad (1)$$

که در آن $D4LGDP$: تفاضل تولید ناخالص داخلی است که نشان دهنده تولید ایران در زمان t ($t = 1, \dots, T$) است، شاخص تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه از زیرشاخه تولید ناخالص داخلی بر حسب فعالیتهای اقتصادی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ (میلیارد ریال) استفاده شده است.

$D4LEX$: تفاضل صادرات کالا و خدمات نشان‌دهنده صادرات ایران در زمان t ($t = 1, \dots, T$) است، شاخص صادرات کالا و خدمات از زیرشاخه هزینه ناخالص داخلی به تفکیک اقلام هزینه نهایی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به صورت درصدی از GDP (میلیارد ریال) استفاده شده است.

$D4LIM$: تفاضل واردات کالا و خدمات نشان‌دهنده واردات ایران در زمان t ($t = 1, \dots, T$) است، شاخص واردات کالا و خدمات از زیرشاخه هزینه ناخالص داخلی به تفکیک اقلام هزینه نهایی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ به صورت درصدی از GDP (میلیارد ریال) استفاده شده است.

مدل خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف (MSVAR)، بر اساس مدل خودرگرسیون برداری (VAR) است که ویژگی زنجیره مارکوف هم به آن اضافه شده است (چن و همکاران ۲۰۱۹). ترکیب مدل MS و VAR توسط همیلتون (۱۹۸۹) و کروزلیگ (۱۹۹۸)، به طور قابل توجهی بر نواقص مدل‌های خطی بر مسأله عدم تقارن غلبه کرده است (اوزدمیر و آگل ۲۰۱۵).

در مدل تغییر رژیم مارکوف، انتخاب تعداد k رژیم یک مسئله تکراری در اقتصادسنجی کاربردی است، اما همچنان در مطالعات کاربردی تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. با اشاره به اینکه هانسن (۱۹۹۲) و همیلتون و گنگ (۱۹۹۶)، بعضی از روش‌های آزمون در ادبیات جهت بررسی و تعیین

1. Helali
2. Chen, et al. (2019)
3. Hamilton (1989)
4. Ozdemir & Akgul (2015)
5. Hansen (1992)
6. Hamilton & Gang (1996)

تعداد رژیم‌ها پیشنهاد کرده بودند، اما اجرای آن می‌تواند دشوار باشد. مزیت انتخاب حالت k رژیم، در چندین مطالعه پیشنهادی از جمله مطالعات کیم و نلسون^۱ (۱۹۹۹)، آناس و فرارا^۲ (۲۰۰۲)، و کلمنتز و کرولزیگ^۳ (۲۰۰۳) نهفته است. این نویسندگان قبلاً این ایده را پذیرفته‌اند که تحلیل چرخه تجاری در چندین کشور به خوبی توسط مدل‌های مارکوف با سه رژیم مدل‌سازی شده است. به‌طور مشابه، مدیوب و ال‌اوک^۴ (۲۰۱۳) استدلال کرده‌اند که استفاده از مدل سه رژیمی در چرخه تولید توضیح بهتری از مدل مارکوف دو رژیمی ارائه می‌دهد. با این حال محققان دیگر چرخه اقتصادی را با مشخص کردن مدل دو رژیمی تحلیل کردند. از جمله چارلز و همکاران^۵ (۲۰۱۴) بیان می‌کنند که گنجاندن رژیم سوم در فرآیند مدل کمکی به بهبود تفسیر مدل نمی‌کند. بنابراین، نویسندگان دو رژیم را با تولید مجدد توالی‌های رونق و رکود پیش‌بینی‌شده توسط برنز و میچل^۶ (۱۹۴۶) انتخاب کردند.

همان‌طور که توسط همیلتون (۱۹۸۹) توضیح داده شد، مدل تغییر رژیم با دو نقطه قوت زنجیره مارکوف در این واقعیت نهفته است که توضیح بهتری نسبت به سایر مدل‌ها به‌ویژه مدل‌های سه‌رژیمی و همچنین بهترین سازش را برای نقاط معکوس چرخه ارائه می‌دهد. از این نظر، انتخاب از تعداد k رژیم در مدل مارکوف به کار رفته در این مطالعه به کار توضیح داده شده توسط همیلتون (۱۹۸۹) اشاره دارد. تحلیل چرخه اقتصادی منشأ بخش بزرگی از ادبیات تجربی و نیاز به روش‌های اقتصادسنجی بخشی از درک چرخه تجاری است. در این راستا، به غیر از روش‌های کلاسیک (بری و باسکن^۷، ۱۹۷۱)، مدل تغییر رژیم مارکوفی از دهه ۱۹۸۰ جایگاه مهمی را در تشخیص ویژگی‌های چرخه اقتصادی به خود اختصاص داده است (گلدفری و کوانت^۸، ۱۹۷۳). همیلتون (۱۹۸۹) که به‌عنوان یکی از بنیانگذاران مدل‌های غیرخطی شناخته می‌شود، مدل تغییر رژیم مارکوف را معرفی کرد تا ماهیت احتمالی تاریخ‌های تعیین‌شده چرخه تجاری را با بررسی وضعیت اقتصاد، رونق یا رکود به‌عنوان یک متغیر پنهان مشاهده نشده به‌صراحت توضیح دهد. منشأ مدل تغییر رژیم مارکوف بر رفتار متوسط متغیرها تأکید دارد، در نتیجه، همیلتون (۱۹۸۹) از یک مدل کلی استفاده کرد که به شرح زیر تعریف شده است (هلالی، ۲۰۲۱):

$$y_t - \mu(S_t) = \sum_{j=1}^P \phi_j(S_t) (y_{t-j} - \mu(S_{t-j})) + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن ε_t فرآیند نویز سفید گاوسی با ماتریس واریانس کوواریانس محدود است. ϕ_j ، $\Sigma(S_t)$ ماتریس $N \times N$ است، برای $j = 1, \dots, P$ و متغیر گسسته غیر قابل مشاهده $(S_t)_t$ نشان‌دهنده

1. Kim & Nelson (1999)
2. Anas & Ferrara (2002)
3. Clements & Krolzig (2003)
4. Medhioub & El Euch (2015)
5. Charles, et al. (2014)
6. Burns & Mitchell (1946)
7. Bry & Boschan (1971)
8. Goldfrey & Quandt (1973)

وضعیت فعلی اقتصادی است (برای همه وضعیت‌ها $(t, S_t) \in [1, \dots, K]$). با اشاره به این مدل تک متغیره که همیلتون (۱۹۸۹) با آن مواجه شد، فرآیند MS-VAR با MS(2)-AR(4) به صورت زیر نوشته شده است:

$$y_t - \mu_{S_t} = \phi_1(y_{t-1} - \mu_{S_{t-1}}) + \phi_2(y_{t-2} - \mu_{S_{t-2}}) + \phi_3(y_{t-3} - \mu_{S_{t-3}}) + \phi_4(y_{t-4} - \mu_{S_{t-4}}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{with } -S_t = 0; 1 \text{ and } \varepsilon_t \approx N(0, \Sigma)$$

در مدل همیلتون (۱۹۸۹)، هدف اصلی مدل‌های MS-VAR این است که متغیر به عنوان یک زنجیره مارکوف در رژیم‌های k مشخص می‌شود، یعنی برای همه t, S_t ها فقط به (S_{t-1}) بستگی دارد، یعنی برای $i, j = 1, \dots, K$:

$$P\left(S_t = \frac{j}{S_{t-1}} = i, S_{t-2} = i, \dots\right) = P\left(S_t = \frac{j}{S_{t-1}} = i\right) = P_{ij} \quad (4)$$

احتمالات P_{ij} را احتمالات انتقال می‌نامند. این احتمالات احتمال ماندن در همان رژیم و تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر را اندازه‌گیری می‌کنند. یعنی احتمال وقوع سیستم رژیم j در دوره t با توجه به احتمال وقوع رژیم i در دوره $t-1$ است.

به طور کلی، انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در مدل تغییر رژیم مارکوف احتمالی است. همان طور که توسط همیلتون (۱۹۸۹)، مدیوب (۲۰۰۷) و مدیوب و ال اوک (۲۰۱۳) اشاره شد، برای یک فرآیند مارکوف مرتبه اول دو رژیمه، احتمالات انتقال را می‌توان با ماتریس انتقال به صورت زیر تعریف کرد:

$$P \begin{bmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{bmatrix} \quad (5)$$

مقدار P_{01} نشان دهنده احتمال این است که اقتصاد از حالت ۰ به حالت ۱ می‌رود، با دانستن اینکه اقتصاد در حالت ۰ است. با توجه به اینکه مجموع احتمالات برابر است با یک است $\sum_{ij} P_{ij} = 1$ ، احتمال انتقال در مدل دو رژیمه توسط یک بردار (1×2) ارائه می‌شود.

عنصر اول (ξ_t/t) است $P(S_t = 1/\psi_1)$ که در آن $\psi_1 = \{\psi_{t-1}, y_t\}$ شامل مقدار y_t است. براساس اطلاعات دوره قبلی $t-1$ ، بر حسب احتمالات دو رژیم $S_t = 0; 1$ ، مقدار بهینه $\xi_{t-1/t-1}$ پیش‌بینی شده را می‌توان در دوره t به دست آورد که شکل بردار $\xi_{t/t-1}$ ذکر شده را توسط رابطه زیر به دست می‌دهد:

$$\left[\xi_{t/t-1} = [P(S_t = 1/\psi_{t-1}) \times P(S_t = 2/\psi_{t-1})] \right] \quad (6)$$

چگالی احتمال متغیر مشاهده شده y_t به صورت مشروط در S_t و ψ_{t-1} را می‌توان در بردار Γ با ابعاد (2×1) به صورت زیر مشخص کرد:

$$\Gamma = \begin{bmatrix} f\left(\frac{y_t}{S_t} = 1; \psi_{t-1}\right) \\ f\left(\frac{y_t}{S_t} = 2; \psi_{t-1}\right) \end{bmatrix} \quad (7)$$

توزیع مشترک y_t و S_t با حاصلضرب داده می‌شود:

$$f(y_t, S_t = j/\psi_{t-1}) = f(y_t, / = j, \psi_{t-1})P(S_t = j/\psi_{t-1}), j = 1, 2 \quad (8)$$

چگالی مشروط t^{th} مشاهده y_t به صورت شرطی در ψ_{t-1} به عنوان مجموع احتمالات قبلی، روی همه مقادیر S_t به دست می آید. در مورد مدل مارکوف دو رژیم، نوشته می شود (هلالی، ۲۰۲۱):

$$f(y_t/\psi_{t-1}) = \sum_{S_t=1}^2 \sum_{S_t=1}^2 f(y_t/S_t; \psi_{t-1}) P(y_t/\psi_{t-1}) = \Gamma_{\xi_t/t-1} \quad (9)$$

برای تخمین پارامترهای مدل (۹) و احتمالات انتقال بین رژیم های نسبی، دو رویکرد شامل روش حداکثر درستنمایی و تکنیک فیلتر غیرخطی همیلتون، توسط همیلتون (۱۹۸۹) پیشنهاد و توسعه داده شده است. تخمین مدل (۹) با روش حداکثر درستنمایی مبتنی بر اجرای یک الگوریتم انتظار-حداکثرسازی^۱ (EM) که توسط دمپستر و همکاران^۲ (۱۹۷۷) توصیف شده، استفاده شده است. این تکرار الگوریتم EM بر اساس دو مرحله است. در مرحله اول، "انتظار (E)"، احتمالات رژیم های ماهیت پنهان تخمین زده می شود. در مرحله دوم "حداکثرسازی (M)"، پارامترهای مدل با استفاده از احتمالات برآورد شده در مرحله E، تخمین زده می شوند و در طول این مرحله یک تابع احتمال به حداکثر می رسد.

تکنیک دوم، فیلتر غیرخطی نامیده می شود که بسیار شبیه فیلتر کالمن، در استنباط احتمالات مربوط به رژیم ها است. هنگامی که پارامترهای مدل از داده ها تخمین زده می شوند، احتمالات فیلتر شده و همچنین احتمالات هموار^۳ شده به دست می آیند که

$$P \left[S_t = \left(\frac{j}{y_t}, y_{t-1}, \dots, y_1 \right) \right], \text{ for } j = 1, 2, 3.$$

این احتمالات هموار برای طبقه بندی داده ها بین رژیم ها استفاده می شود. قانون طبقه بندی بسیار ساده است و هر داده، به همان رژیمی که بیشترین احتمال مطابقت را دارد، نسبت داده می شود:

$$g^* = \operatorname{argmax} P(S_t = j/\psi_{t-1}) \quad (10)$$

برای ساده ترین مورد دو رژیمی، همیلتون (۱۹۸۹) و مدیوب و ال اوک (۲۰۱۳)، قاعده طبقه بندی عبارت است از نسبت دادن مشاهده ای به رژیم j که مطابق با دوره t است اگر:

$$P \left[S_t = \left(\frac{j}{y_t}, y_{t-1}, \dots, y_1 \right) \right] \quad (11)$$

به طور کلی، تشخیص نقاط عطف به شرح زیر انجام می شود (هلالی، ۲۰۲۱):

(۱) مقادیر حداکثری در دوره t هستند:

$$P \left[S_t = 1 / \left(\frac{j}{y_t}, y_{t-1}, \dots, y_1 \right) \right] < 0.5 ; P \left[S_{t-1} = 2 / \left(\frac{j}{y_t}, y_{t-1}, \dots, y_1 \right) \right] > 0.5 \quad \forall j = 1, 2 \quad (12)$$

(۲) مقادیر حداقلی در دوره t هستند:

$$P \left[S_t = 1 / \left(\frac{j}{y_t}, y_{t-1}, \dots, y_1 \right) \right] > 0.5 ; P \left[S_{t-1} = 2 / \left(\frac{j}{y_t}, y_{t-1}, \dots, y_1 \right) \right] < 0.5 \quad \forall j = 1, 2 \quad (13)$$

با توجه به مطالب ذکر شده هدف مطالعه حاضر، بررسی پویایی های صادرات، واردات و تولید می باشد، که بدین منظور مدل خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف بکار گرفته می شود؛ بنابراین

1. expectation-maximization (EM)

2. Dempster, et al. (1977)

3. smoothed probabilities

جهت بررسی رابطه علیت بین متغیرهای صادرات، واردات و تولید با در نظر گرفتن روابط پویا بین متغیرهای مورد مطالعه در وضعیتهای مختلف، مدل MSVAR در نظر گرفته می‌شود.

۵. یافته‌های تجربی

۵-۱. بررسی ایستایی متغیرها

در تحلیل‌های سری زمانی، قبل از پرداختن به تخمین مدل، لازم است تا ایستایی متغیرهای تحقیق مورد آزمون قرار گیرد. با توجه به اینکه در از رویکرد غیرخطی خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) تمامی متغیرهای مورد استفاده باید ایستا باشند، لذا در صورت ناپایستایی بودن متغیر، باید از تفاضل آن در مدل‌سازی استفاده نمود. در جدول (۱)، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

نام متغیر	حالت با عرض از مبدا و روند در سطح	
	آماره t	ارزش احتمال
D4LGDP	-۵/۹۴۳	۰/۰۰۰
D4LEX	-۴/۹۳۰	۰/۰۰۰
D4LIM	-۶/۱۷۶	۰/۰۰۰

(منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق)

نتایج آزمون ریشه واحد نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح ایستا می‌باشند، بنابراین متغیرهای وارد شده در مدل شامل تفاضل تولید (D4LGDP)، تفاضل صادرات (D4LEX) و تفاضل واردات (D4LIM) می‌باشد که همگی ایستا هستند.

۵-۲. برآورد مدل MS-VAR

جهت تصریح مدل MS-VAR، نخست رژیم و وقفه بر اساس مدل بهینه تعیین می‌شود. برای مدل اول، مدلی که کمترین معیار آکائیک و شوارتز را دارد، بهترین نتایج را از نظر معناداری ارائه می‌کند، مدلی است که عرض از مبدا و ضرایب خودرگرسیونی آن وابسته به رژیم هستند. همچنین، برای مدل مورد نظر وقفه ۵، وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود، چون سایر وقفه‌ها معیارهای پایداری رژیم یا معنی‌داری متغیرها را تأیید نمی‌کردند. نتایج مربوط به انتخاب رژیم بهینه با توجه به معیار آکائیک و شوارتز در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: آماره آکائیک و شوارتز بیزین برای تعیین وقفه بهینه

معیار آکائیک (AIC)	تعداد وقفه
-۳/۰۸۸۰	۱
-۳/۰۴۸۴	۲
-۳/۱۳۰۰	۳
-۳/۳۵۶۱	۴
-۳/۸۶۹۳*	۵

(منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق)

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۲) وقفه ۵ که کمترین مقدار آکائیک را دارد به عنوان وقفه بهینه تعیین می شود.

همان طور که در جدول (۳) مشاهده می شود در مرحله اول، مقدار ارزش احتمال مربوط آزمون χ^2 که کمتر از یک درصد است بیانگر غیر خطی بودن رابطه بین متغیرها است همیلتون بیان می کند که رژیم با عرض از مبدأ منفی نشان دهنده رژیم رکود و رژیم با عرض از مبدأ مثبت نشان دهنده رژیم رونق است. که در اینجا تأثیر عرض از مبدأ (*Constant*) بر رشد اقتصادی در رژیم اول، مثبت و معنی دار است، اما در رژیم دوم تأثیر آن بر رشد اقتصادی منفی و بی معنی می باشد. لذا در اینجا رژیم اول بیانگر رژیم رونق است و رژیم دوم نشان دهنده رژیم رکود می باشد. همچنین تأثیر متغیر تفاضل صادرات باوقفه ۵ (وقفه بهینه) بر تفاضل تولید در رژیم اول (یعنی رژیم رونق) مثبت و معنی دار و در رژیم دوم (یعنی رژیم رکود) مثبت و اما بی معنی است. که این اثر را این چنین می توان استدلال نمود که افزایش صادرات می تواند بهبود و افزایش تولید را در ایران تسهیل کند. با افزایش صادرات، تقاضا برای کالاها و خدمات ایرانی در بازارهای خارجی افزایش می یابد که می تواند به افزایش تولید و رشد اقتصادی منجر شود.

همچنین تأثیر تفاضل واردات در هر دو رژیم (رونق و رکود) بر تفاضل تولید منفی است که در رژیم اول (رژیم رونق) بی معنی اما در رژیم دوم (رژیم رکود) معنی دار می باشد. این اثر را نیز این چنین می توان بیان نمود که با افزایش واردات، تقاضا برای کالاها و خدمات داخلی در بازار داخلی ایران کاهش می یابد و این می تواند منجر به کاهش تولید داخلی و بیکاری بیشتر شود.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل MS(2)-VAR(5) متغیر وابسته تفاضل تولید (*D4lgdp*)

رژیم دوم			رژیم اول		
متغیر	ضریب	آماره t	متغیر	ضریب	آماره t
<i>Constant</i> (0)	۰/۰۱۱۸	۲/۱۰	<i>Constant</i> (1)	-۰/۰۰۶۲	-۰/۸۶۵
<i>D4lgdp_1</i> (0)	۰/۷۸۹۳	۷/۱۹	<i>D4lgdp_1</i> (1)	۰/۷۸۰۱	۷/۸۹
<i>D4LEX_1</i> (0)	۰/۰۱۷۱	۰/۶۲۴	<i>D4LEX_1</i> (1)	-۰/۱۹۱۵	-۵/۶۲
<i>D4LIM_1</i> (0)	-۰/۰۶۱۹	-۳/۱۰	<i>D4LIM_1</i> (1)	۰/۰۷۳۸	۲/۸۶
<i>D4lgdp_2</i> (0)	-۰/۰۹۰۳	-۰/۷۶۹	<i>D4lgdp_2</i> (1)	-۰/۰۸۸۴۷	-۰/۶۱۱
<i>D4LEX_2</i> (0)	۰/۰۱۸۱	۰/۴۸۴	<i>D4LEX_2</i> (1)	۰/۱۲۹۹	۲/۱۸
<i>D4LIM_2</i> (0)	۰/۰۰۶۲	۰/۳۴۷	<i>D4LIM_2</i> (1)	۰/۱۲۰۶	۳/۹۱
<i>D4lgdp_3</i> (0)	۰/۲۷۶۴	۲/۱۱	<i>D4lgdp_3</i> (1)	-۰/۳۹۲۶	-۳/۱۳
<i>D4LEX_3</i> (0)	-۰/۰۳۹۲	-۱/۰۴	<i>D4LEX_3</i> (1)	-۰/۰۷۲۴	-۱/۱۱
<i>D4LIM_3</i> (0)	۰/۰۸۶۱	۳/۸۵	<i>D4LIM_3</i> (1)	۰/۰۱۶۸	۰/۹۰۶
<i>D4lgdp_4</i> (0)	-۰/۰۴۷۰۲	-۵/۰۶	<i>D4lgdp_4</i> (1)	۰/۱۸۵۷۰	۱/۱۹
<i>D4LEX_4</i> (0)	-۰/۰۷۱۶	-۲/۱۹	<i>D4LEX_4</i> (1)	-۰/۰۳۳۷	-۰/۵۸۰
<i>D4LIM_4</i> (0)	۰/۰۵۸۹	۲/۷۷	<i>D4LIM_4</i> (1)	-۰/۱۲۸۶	-۵/۹۵
<i>*D4lgdp_5</i> (0)	۰/۲۴۴۶	۲/۹۲	<i>*D4lgdp_5</i> (1)	-۰/۰۴۹۰	-۰/۴۰۰
<i>*D4LEX_5</i> (0)	۰/۰۶۱۹	۲/۲۱	<i>*D4LEX_5</i> (1)	۰/۰۰۱۹	۰/۰۶۰۲
<i>*D4LIM_5</i> (0)	-۰/۰۳۴۲	-۱/۴۲	<i>*D4LIM_5</i> (1)	-۰/۰۶۵۰	-۲/۸۱
<i>Linearity LR - test Chi^2</i> (50) = 1019.1 [0/0000] **					
approximate upperbound: [0/000] **					

(منبع: محاسبات و یافته های تحقیق)
*بیانگر وقفه بهینه و متغیر مورد استفاده

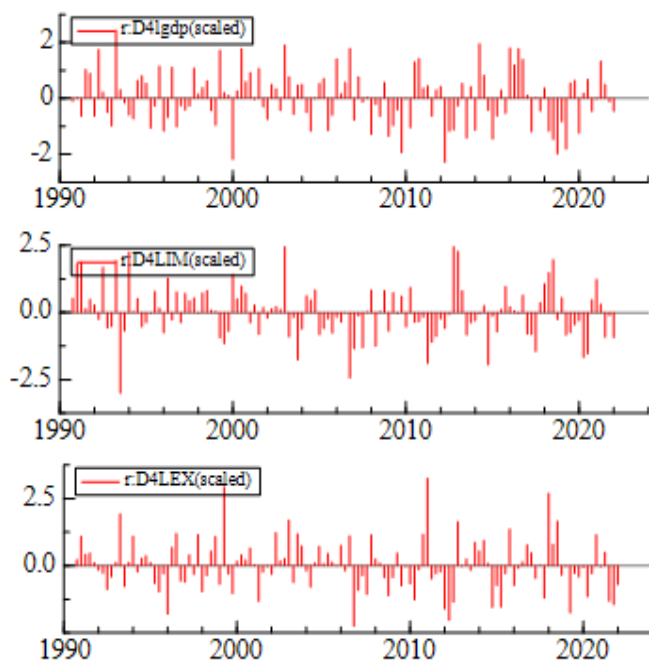
جدول ۴: احتمالات انتقال رژیم

رژیم	Regime 0, t (رژیم اول)	Regime 1, t (رژیم دوم)
Regime 0, t + 1 (رژیم اول)	۰/۶۷۹۵۱	۰/۵۸۸۴۸
Regime 1, t + 1 (رژیم دوم)	۰/۳۲۳۴۹	۰/۴۱۱۵۲

(منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق)

با توجه به جدول (۳) که بیانگر ماتریس احتمالات است می‌توان گفت که اگر در دوره t (دوره جاری) در رژیم یک باشیم، احتمال ماندن در رژیم یک (یا همان $Regime 0$ که بیانگر رژیم رونق است) برابر با ۰/۶۷۹۵۱ است و احتمال انتقال به رژیم دوم (یا همان $Regime 1$ که بیانگر رژیم رکود است) برابر با ۰/۳۲۳۴۹ می‌باشد (همان‌طور که مشاهده می‌شود جمع احتمالات برابر با یک است). همچنین نتایج بیانگر این است که اگر در دوره t در رژیم ۲ قرار داشته باشیم، با احتمال ۰/۵۸۸۴۸ به رژیم یک انتقال خواهیم یافت و با احتمال ۰/۴۱۱۵۲ در رژیم دو باقی خواهیم ماند. بنابراین با توجه به نتایج می‌توان گفت که رژیم ۱ (رژیم رونق) نسبت به رژیم ۲ (رژیم رکود) پایدارتر است، بطوریکه احتمال ماندن در رژیم یک برابر با ۰/۶۷۹۵۱ و احتمال ماندن در رژیم ۲ (رژیم رکود) برابر با ۰/۴۱۱۵۲ است. در نتیجه، رژیم اول (رژیم رونق) نسبت به رژیم دوم (رژیم رکود) جذاب‌تر می‌باشد. احتمال تغییر رژیم، از رژیم ۲ (رژیم رکود) به رژیم ۱ (رژیم رونق) بالاتر از ماندن در رژیم ۲ است اما احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دوم نسبت به ماندن در آن رژیم کمتر است. لذا در اینجا هم می‌توان گفت که رژیم یک (رژیم رونق) پایدارتر از رژیم دوم (رژیم رکود) می‌باشد.

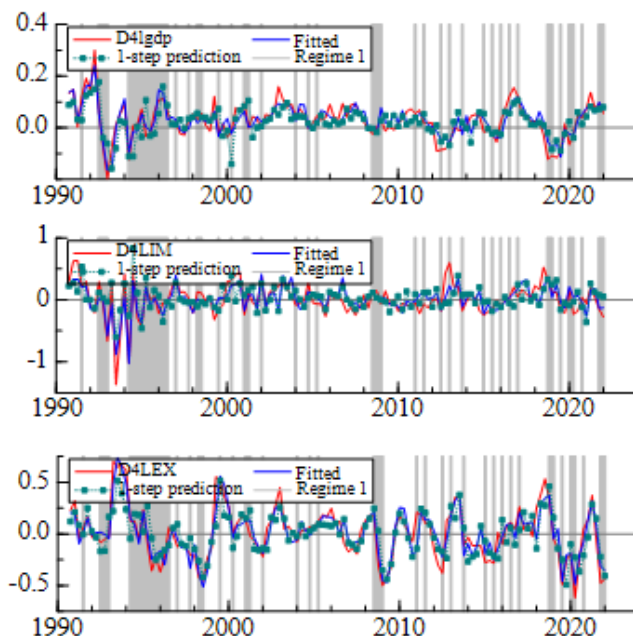
نمودار (۳) بیانگر نرمال‌سازی جملات اخلال مدل برآورد شده برای سه متغیر تفاضل تولید ($D4lgdp$)، تفاضل واردات ($D4LIM$) و تفاضل صادرات ($D4LEX$) است. که نرمال‌سازی از تقسیم مقدار واقعی جملات خطا بر انحراف معیار جملات خطا در رژیمی که مشاهده مورد نظر قرار دارد، به‌دست می‌آید. نرمال‌سازی به این علت انجام می‌شود که زمانی که انحراف معیار یا واریانس جملات خطا تابعی از رژیم نیست میان جملات خطای اصلی رگرسیون با جملات خطای نرمال‌سازی شده هیچ گونه تفاوتی وجود ندارد و صرفاً همه مقادیر جملات خطا بر یک عدد ثابت که همان انحراف معیار جملات خطا می‌باشد، تقسیم شده است. تفاوت زمانی به وجود می‌آید که آن را تابعی از رژیم در نظر گرفت در این حالت چون هر مقدار از جملات خطا به انحراف معیار رژیم متناظری که در آن قرار دارد تقسیم شود میان جملات خطای اصلی رگرسیون و جملات خطای نرمال‌سازی شده تفاوتی ایجاد می‌شود درواقع نرمال‌سازی به این علت انجام می‌شود که خطاها در رژیم‌های مختلف قابل مقایسه شوند.



نمودار ۳: نرمال‌سازی جملات اخلال مدل برآورد شده براساس نتایج برآورد الگوی MS(2)-VAR(5)

(منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق)

نمودار (۴) بیانگر مقادیر واقعی، مقادیر برازش‌شده، پیش‌بینی یک دوره بعد و مشاهدات قرار گرفته در رژیم یک است. که در این نمودار خط قرمز بیانگر مقادیر واقعی سه متغیر تفاضل تولید ($D4lgdp$)، تفاضل واردات ($D4LIM$) و تفاضل صادرات ($D4LEX$) (یعنی متغیرهای وابسته) است. خط آبی رنگ هم مقادیر برازش شده (Fitted value) یا توضیح داده شده مدل را نشان می‌دهد. خط مربوط به مقادیر برازش شده هر چقدر منطبق بر مقادیر واقعی باشد به این معنی است که مدل از قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی برخوردار است. تفاوت مقادیر واقعی و مقادیر برازش شده همان خطاها یا جملات اخلال هستند. 1-step prediction هم بیانگر پیش‌بینی یک دوره بعد است مقدار مشاهده شده‌ی دوره‌ی t با استفاده از همه اطلاعات تا دوره‌ی $t-1$ به دست می‌آید. تفاوت میان مقادیر برازش شده با مقادیر پیش‌بینی یک دوره بعد (1-step prediction) در این است که برای محاسبه مقادیر برازش شده از کلیه اطلاعات موجود در نمونه یا همان از خود مشاهدات استفاده می‌شود. درحالی‌که در محاسبه مقادیر پیش‌بینی یک دوره بعد از مشاهدات ۱ تا $t-1$ مورد استفاده قرار می‌گیرد.



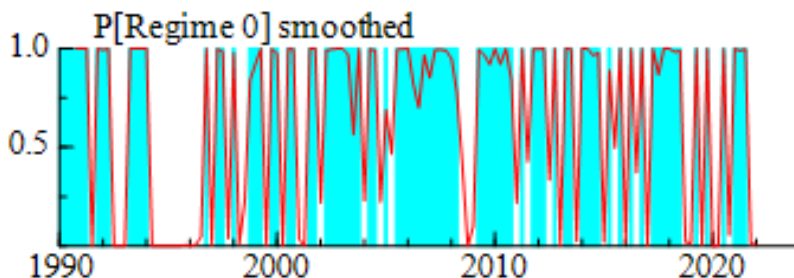
نمودار ۴: مقادیر واقعی، مقادیر برازش شده، پیش بینی یک دوره بعد و مشاهدات قرار گرفته در

رژیم ۱ براساس نتایج برآورد الگوی MS(2)-VAR(5)

(منبع: محاسبات و یافته های تحقیق)

نمودارهای (۵) و (۶) تقسیم بندی مشاهدات در رژیم های یک و دو و همچنین احتمالات هموار شده را نشان می دهد. پیش از ورود به این نمودارها اندکی در مورد احتمالات بحث می شود. مدل مارکوف سوئیچینگ درواقع حالت تعمیم یافته یک مدل شکست ساختاری است که البته تفاوت هایی را نیز با این مدل دارد. در مدل های شکست ساختاری برای ایجاد تغییرات ساختاری در مدل از متغیرهای مجازی استفاده می شود به عنوان مثال اگر در دوره جنگ روابط میان متغیرها عوض شود متغیر مجازی تعریف می شود که برای دوره های جنگ عدد یک و برای سایر دوره ها مقدار صفر را خواهد داشت. حال این متغیر مجازی یا به صورت تغییر در عرض از مبدأ یا تغییر در ضرایب متغیر توضیحی به مدل اعمال می شود. درواقع در مدل های شکست ساختاری به صورت برونزا تقسیم بندی رژیم ها انجام می گیرد. به عنوان نمونه در مثالی که ذکر شد، دوره جنگ رژیم یک و سایر دوره ها به عنوان رژیم دو در نظر گرفته می شود. مدل های شکست ساختاری محدودیت هایی دارد که استفاده از آن را دشوار می سازد. اولاً تفکیک رژیم ها باید به صورت برونزا انجام شود و ثانیاً تعداد نقاط شکستی که می توان تعریف نمود محدود است. برخلاف مدل های شکست ساختاری در مدل مارکوف تفکیک رژیم ها به صورت درونزا و با بکارگیری احتمالات صورت می گیرد. در این مدل همچنین محدودیتی نیز برای تعداد نقاط شکست وجود ندارد همان طور که عنوان شد در مدل مارکوف سوئیچینگ تفکیک مشاهدات در رژیم ها به صورت درونزا انجام می گیرد. تقسیم بندی مشاهدات در رژیم ها در دو مرحله

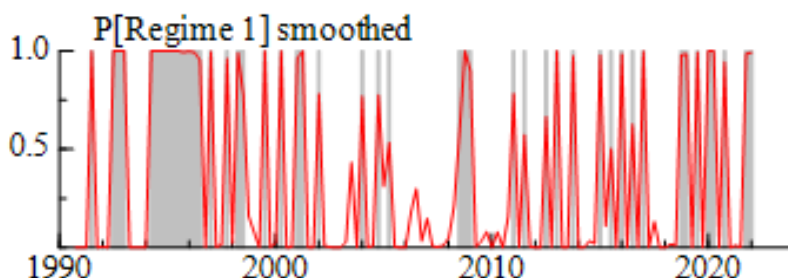
فیلترینگ و هموارسازی صورت می‌گیرد، مرحله فیلترینگ که درواقع نوعی پیش پردازش در داده‌ها است پیش از ورود به مسئله حل تابع راست‌نمایی یا همان تخمین مدل انجام می‌شود و هموارسازی نیز هم‌زمان با حل تابع درست‌نمایی صورت می‌گیرد. تفاوت عمده‌ای که در مرحله فیلترینگ و هموارسازی وجود دارد این است که در مرحله فیلترینگ برای محاسبه احتمال اینکه مشاهده t در رژیم یک یا دو قرار دارد از اطلاعات موجود تا دوره‌ی t یا همون مشاهدات نمونه‌ای ۱ تا t استفاده می‌شود. درحالی‌که برای محاسبه احتمالات هموارسازی شده از کلیه احتمالات موجود در نمونه استفاده می‌شود درواقع در مراحل فیلترینگ و هموارسازی هدف محاسبه این مسئله است که با چه احتمالی مشاهده t می‌تواند در رژیم یک و با چه احتمالی در رژیم دو باشد. در مدل مارکوف سوئیچینگ تقسیم‌بندی مشاهدات میان رژیم‌ها بر اساس احتمالات هموارسازی شده صورت می‌گیرد. برای مشاهده t ام احتمال قرار گرفتن این مشاهده در هر کدام از رژیم‌ها بیشتر باشد مشاهده t به آن رژیم اختصاص داده می‌شود. درواقع برخلاف مدل‌های شکست ساختاری که در آن به‌عنوان مثال دوره جنگ به‌عنوان برونزا تعریف می‌شد، در مدل مارکوف سوئیچینگ براساس احتمالات و با استفاده از ساختار خود داده‌ها به‌صورت درون‌زا تقسیم‌بندی رژیم‌ها انجام می‌شود. نمودار (۵) مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم ۱ (رژیم رونق) قرار گرفته‌اند و نمودار (۶) مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم ۲ (رژیم رکود) قرار دارند. خطوط قرمز در این نمودارها همان احتمالات هموار شده را نشان می‌دهد. برای درک بهتر احتمالات هموار شده برای اولین مشاهده در نمودار ۱ بیان می‌شود که با احتمال ۱ در رژیم یک و با احتمال صفر در رژیم ۲ قرار دارد مجموع این احتمالات طبیعتاً باید برابر با یک باشد دلیل آن نیز واضح است مشاهدات یا می‌توانند در رژیم یک و یا در رژیم دو باشند. پس احتمال قرار گرفتن در این دو رژیم در مجموع برابر با یک باشد. پیش‌تر گفته شد احتمالات محاسبه شده برای هر رژیم بیشتر باشد آن مشاهده به آن رژیم اختصاص داده خواهد شد. در اینجا چون احتمال قرار گرفتن در رژیم یک برابر با یک است بنابراین مشاهده اول از نمونه در رژیم یک (رژیم رونق) قرار خواهد گرفت. که این موضوع با نواحی آبی رنگ برای مشاهده اول و سایر مشاهداتی که در این رژیم قرار گرفته‌اند مشخص شده است. رنگ خاکستری در نمودار (۶) مربوط به رژیم ۲ (رژیم رکود) است و مشاهداتی را نشان می‌دهد که در رژیم ۲ قرار گرفته‌اند.



نمودار ۵: سال‌های مربوط احتمال قرار گرفتن در رژیم اول براساس نتایج برآورد الگوی MS(2)-

VAR(5)

(منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق)



نمودار ۶: سال‌های مربوط به احتمال قرار گرفتن در رژیم دوم براساس نتایج برآورد الگوی MS(2)-VAR(5)
(منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق)

جدول ۵: نتایج رابطه علیت مقدار آماره (χ^2) و ارزش احتمال

رژیم دوم			رژیم اول			متغیر مستقل / متغیر وابسته
D4LIM	D4LEX	D4lgdp	D4LIM	D4LEX	D4lgdp	
۴۴/۳۴۱۳ (۰/۰۰۰۱)	۴۱/۸۴۹۱ (۰/۰۰۰۰)	۸۴/۲۱۵۱ (۰/۰۰۰۰)	۲۶/۰۵۷ (۰/۰۰۰۱)	۱۳/۱۰۴۸ (۰/۰۲۲۴)	۱۳۳/۰۱۱۸ (۰/۰۰۰۰)	D4lgdp
۲۰/۲۳۳۲ (۰/۰۰۱۱)	۱۱۶/۵۷ (۰/۰۰۰۰)	۳۸/۵۷۲۹ (۰/۰۰۰۰)	۱۰/۶۳۳۲ (۰/۰۵۹۲)	۱۴۷/۴۷۸ (۰/۰۲۲۴)	۱۸/۳۳۹۲ (۰/۰۰۲۶)	D4LEX
۵۱/۲۲۶۳ (۰/۰۰۰۰)	۳۰/۷۹۴۹ (۰/۰۰۰۰)	۴۶/۰۱۵۱ (۰/۰۰۰۰)	۴۸/۳۴۸۶ (۰/۰۰۰۰)	۱۷/۱۵۵۳ (۰/۰۰۴۲)	۲۷/۶۶۸۵ (۰/۰۰۰۰)	D4LIM

اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال است

(منبع: محاسبات و یافته‌های تحقیق)

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌شود بین تفاضل تولید (D4lgdp) و تفاضل صادرات (D4LEX) در هر دو رژیم رابطه علیت غیرخطی دو طرفه برقرار است که این دلالت بر بازخورد درونی رابطه رشد صادرات - تولید و بیانگر تأیید فرضیه بازخورد است که این فرضیه نشان می‌دهد فرضیه‌های رشد صادرات - محور (ELG) و فرضیه صادرات رشد - محور (GLE) هم‌زمان برقرار هستند. که فرضیه رشد صادرات - محور بیان می‌کند که افزایش صادرات می‌تواند بهبود رشد تولید و اقتصادی را در ایران تسهیل کند. با افزایش صادرات، تقاضا برای کالاها و خدمات ایرانی در بازارهای خارجی افزایش می‌یابد که می‌تواند به افزایش تولید و رشد اقتصادی منجر شود. فرضیه صادرات رشد - محور هم بیان می‌کند که رشد اقتصادی در ایران می‌تواند منجر به افزایش صادرات شود. با رشد اقتصادی، توان تولیدی کشور افزایش می‌یابد و می‌تواند باعث افزایش تولید و صادرات بیشتر کالاها و خدمات ایرانی در بازارهای خارجی شود. که این نتیجه با نتایج مطالعات بکری و مبروکی (۲۰۱۷)، بکری (۲۰۱۷a)، رومین و همکاران (۲۰۱۹)، کالایتری و چمبرلین (۲۰۲۰)، ساند و همکاران (۲۰۲۳) و خلیلی ملکشاه و قهرمان‌زاده (۱۳۹۵) همخوانی دارد.

همچنین نتایج بیانگر این است که در هر دو رژیم (رونق و رکود) رابطه علیت غیرخطی دو طرفه بین تفاضل تولید ($D4lgdp$) و تفاضل واردات ($D4LIM$) وجود دارد. در اینجا هم فرضیه بازخورد (FB) تأیید می‌شود که این فرضیه نشان می‌دهد که فرضیه واردات رشد محور (GLI) و فرضیه رشد واردات محور (ILG) هم‌زمان برقرار هستند. این فرضیه به این نکته اشاره می‌کند که بین واردات و رشد اقتصادی همبستگی علی دوطرفه وجود دارد که نشان می‌دهد واردات و رشد اقتصادی با هم ارتقا می‌یابند. به‌طوری که فرضیه رشد واردات محور بیان می‌کند که افزایش واردات می‌تواند بهبود رشد اقتصادی را در ایران تسهیل کند. با افزایش واردات، تقاضا برای کالاها و خدمات خارجی در بازار داخلی ایران افزایش می‌یابد که می‌تواند به افزایش تولید و رشد اقتصادی منجر شود و فرضیه واردات رشد محور هم بیانگر این است که رشد اقتصادی در ایران می‌تواند منجر به افزایش واردات شود. با رشد اقتصادی توان مصرفی جامعه افزایش می‌یابد و نیاز به واردات بیشتری برای تأمین کالاها و خدمات مورد نیاز می‌شود. که این نتیجه هم با نتایج مطالعات های (۲۰۱۲)، های و همکاران (۲۰۱۳)، رحمان و شهباز (۲۰۱۳)، العلوی (۲۰۱۵)، اندروز (۲۰۱۵)، فاپتو و اوای (۲۰۱۷)، بکری (۲۰۱۷)، بکری و کریت (۲۰۱۷)، بکری و مبروکی (۲۰۱۷)، رومین و همکاران (۲۰۱۹)، آلوکو و آدی‌ای (۲۰۲۰)، عثمان و بشیر (۲۰۲۲) و ساند و همکاران (۲۰۲۳) سازگار است.

علاوه بر این نتایج بیانگر این است که در رژیم اول (رژیم رونق) رابطه علیت غیرخطی یک‌طرفه بین تفاضل واردات ($D4LIM$) و تفاضل صادرات ($D4LEX$) از سمت تفاضل صادرات به تفاضل واردات وجود دارد. یعنی صادرات علیت گرنجری واردات است. علاوه بر این رابطه علیت دو طرفه بین تفاضل واردات ($D4LIM$) و تفاضل صادرات ($D4LEX$) در رژیم دوم (رژیم رکود) وجود دارد که این نتیجه هم با مطالعه بکری (۲۰۱۷a) سازگار است.

درنهایت هر سه متغیر تفاضل تولید ($D4lgdp$) و تفاضل واردات ($D4LIM$) و تفاضل صادرات ($D4LEX$) علیت گرنجری خود متغیر در رقفه‌های قبل هستند و رابطه علیت دو طرفه بین خود متغیرها و وقفه‌های قبل متغیرها وجود دارد. بنابراین می‌توان گفت متغیرهای مورد مطالعه علیت گرنجری غیرخطی یکدیگر در ایران هستند.

۶. نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر به بررسی رابطه علیت غیرخطی و تأیید فرضیه‌های رشد صادرات - تولید و رشد واردات - تولید در ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۶۷:۱ تا ۱۴۰۰:۴ پرداخته شده است. که بدین منظور از رویکرد غیرخطی خودرگرسیون برداری تغییر رژیم مارکف (MS - VAR) جهت بررسی رابطه علیت غیرخطی استفاده شد.

نتایج نشان می‌دهد که با توجه به مثبت بودن عرض از مبدأ در رژیم اول و منفی بودن آن در رژیم دوم، رژیم اول بیانگر رژیم رونق است و رژیم دوم نشان‌دهنده رژیم رکود می‌باشد. با توجه به نتایج ماتریس احتمالات هم می‌توان گفت رژیم اول (رژیم رونق) نسبت به رژیم دوم (رژیم رکود) پایدارتر و جذاب‌تر است. همچنین نتایج حاصل از رابطه علیت بیانگر تأیید رابطه علیت غیرخطی

دوطرفه بین واردات - تولید و صادرات - تولید و فرضیه‌های بازخورد، یعنی فرضیه‌های رشد صادرات - تولید و رشد واردات - تولید در ایران است. که این نتایج از یک طرف بیانگر تأیید رابطه علیت غیرخطی دوطرفه بین واردات - تولید در ایران می‌باشد و با نتایج مطالعاتِ های (۲۰۱۲)، های و همکاران (۲۰۱۳) و رحمان و شهباز (۲۰۱۳)، العلوی (۲۰۱۵) و اندروز (۲۰۱۵)، فاپتو و اووای (۲۰۱۷)، بکری (۲۰۱۷)، بکری و کریت (۲۰۱۷)، بکری و مبروکی (۲۰۱۷)، رومین و همکاران (۲۰۱۹)، آلوکو و آدی‌ای (۲۰۲۰)، عثمان و بشیر (۲۰۲۲) و ساند و همکاران (۲۰۲۳) سازگار است. از طرف دیگر نتایج نشان دهنده تأیید رابطه علیت غیرخطی بین صادرات - تولید است و با نتایج مطالعات بکری و مبروکی (۲۰۱۷)، بکری (۲۰۱۷a)، رومین و همکاران (۲۰۱۹)، کالایتزی و چمبرلین^۱ (۲۰۲۰)، ساند و همکاران (۲۰۲۳) و خلیلی ملک‌شاه و قهرمان‌زاده (۱۳۹۵) همخوانی دارد. درنهایت نتایج نشان می‌دهد که در رژیم رونق رابطه علیت غیرخطی یک‌طرفه بین واردات و صادرات از سمت صادرات به واردات وجود دارد. رابطه علیت دوطرفه هم بین واردات و صادرات در رژیم رکود برقرار است. که این نتیجه هم با نتایج مطالعه بکری (۲۰۱۷a) سازگار است.

با توجه به برقراری فرضیه‌های رشد صادرات - تولید و رشد واردات - تولید در ایران می‌توان پیشنهاد کرد که سیاست‌گذاران در سطح ملی که به دنبال ایجاد سیاست‌های کلان اقتصادی و تجاری هستند، باید تعادل پایداری بین صادرات و واردات در بلندمدت ایجاد کنند که تحقیق و توسعه می‌تواند در ایجاد چندین مشارکت با شرکت‌ها و سازمان‌های بین‌المللی کمک کند. با این حال، برای دولت در بعد سیاست‌گذاری اقتصادی بسیار مهم است که مزایا و معایب بالقوه سرمایه‌گذاری خارجی و انتقال فناوری را با در نظر گرفتن ریسک‌ها و مزایای احتمالی به‌طور کامل ارزیابی کند. این تضمین می‌کند که سیاست‌ها به‌گونه‌ای طراحی می‌شوند که هرگونه خطر بالقوه برای کسب‌وکارهای محلی را به حداقل برساند و درعین حال، تأثیر مثبت را به حداکثر افزایش دهد. از سوی دیگر، انتقال فناوری می‌تواند به کسب‌وکارهای محلی کمک کند تا روش‌ها و تکنیک‌های تولید جدید و کارآمدتر را اتخاذ کنند. به‌طور هم‌زمان می‌توان محصولات جدیدی را توسعه داد و در بازار جهانی رقابت کرد. انتقال فناوری می‌تواند به روند توسعه قابلیت‌های محلی تحقیق و توسعه کمک کند. ممکن است به اشتراک‌گذاری ایده‌ها، فناوری‌ها یا نوآوری‌های جدید بین مشاغل محلی و بین‌المللی باشد. این می‌تواند توسعه یک اکوسیستم نوآوری پایدار را در کشور تقویت کند. درنتیجه، توسعه تجارت می‌تواند با افزایش درآمد، ایجاد شغل و افزایش سرمایه‌گذاری به تحریک رشد اقتصادی کمک کند.

همچنین با توجه به تأیید رابطه علیت غیرخطی دوطرفه بین تولید و صادرات و تأیید فرضیه‌های رشد صادرات - محور و صادرات رشد - محور می‌توان بیان کرد که برای تقویت رابطه علیت غیرخطی بین تولید و صادرات، باید تولید داخلی تشویق و حمایت شود که این شامل ارائه تسهیلات مالی و مالیاتی، ترویج تحقیق و توسعه و نوآوری در صنایع مختلف و تقویت زیرساخت‌های لازم برای تولید است.

References

- Abou-Stait, F. (2005). Working Paper 76 - Are Exports the Engine of Economic Growth? An Application of Cointegration and Causality Analysis for Egypt, 1977 – 2003. *Working Paper Series 211*, African Development Bank.
- Abu-Qarn, A. S. & Abu-Bader, S. (2004). The validity of the ELG hypothesis in the MENA region: Cointegration and error correction model analysis. *Applied Economics*, 36 (15), 1685–1695.
- Ahani, G. (2016). Investigating the relationship between economic growth, employment and non-oil exports (a case study of South Khorasan province). *The first international conference on economic planning, sustainable and balanced regional development, approaches and applications* (May 13 and 14, 2016). Kurdistan University and Soleimani Polytechnic University [In persian].
- Aluko, O.A. & Adeyeye, P.O. (2020). Imports and economic growth in Africa: Testing for granger causality in the frequency domain, *The Journal of International Trade & Economic Development*, 29 (7), 850-864.
- Al-Yousif, K. (1997). Exports and economic growth: Some empirical evidence from the Arab Gulf Countries. *Applied Economics*, 29(6), 693–697.
- Anas, J., & Ferrara, L. (2002). Un indicateur d'entrée et de sortie de récession: application aux Etats-Unis. *Working paper*, Centre d'Observation Economique, Paris. <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/4043/>.
- Andrews, A. P. (2015). Exports, Imports and Economic Growth in Liberia: Evidence from Causality and Cointegration Analysis. *Journal of Management Policy and Practice*, 16 (3), 95–109.
- Awokuse, T. O. & Christopoulos, D.K. (2009). Nonlinear dynamics and the export-output growth nexus. *Economic Modelling*, 26, 184–90.
- Awokuse, T. O. (2007). Causality between exports, imports and economic growth: Evidence from transition economies. *Economic Letters*, 94(3), 389–395.
- Bakari, S. & Krit. M. (2017). The Nexus between Exports, Imports and Economic Growth: Evidence from Mauritania. *International Journal of Economics and Empirical Research*, 5 (1), 10-17.
- Bakari, S. & Mabrouki, M. (2017). Impact of exports and imports on economic growth: new evidence from panama. *Journal of smart economic growth*, 2 (1), 67-79.
- Bakari, S. (2017a). The Three-Way Linkages between Export, Import and Economic Growth: New Evidence from Tunisia. Munich Personal RePEc Archive, *MPRA Paper*, No. 81080.
- Boggio, L. & Barbieri, L. (2017). International competitiveness in post-Keynesian growth theory: Controversies and empirical evidence. *Cambridge Journal of Economics*, 41(1), 25–47.

- Bry, G., & Boschan, C. (1971). Cyclical Analysis of Time Series Selected Procedures and Computer Programs. *Technical Paper no. 20, National Bureau of Economic Research*, New York. Chapter pages in book, 7–63.
- Burns, A. F. & Mitchell, W. C. (1946). Measuring business cycles. New York. *National Bureau of Economic Research (NBER)*. <https://doi.org/10.1080/10168730802376151>.
- Chang, T., Simo-Kengne, B.D & Gupta. R. (2014). The Causal Relationship between Imports and Economic Growth in Nine Provinces of South Africa: Evidence from Panel Granger Causality Tests. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 35 (2), 71–90.
- Charles, A., Darné, O. & Diebolt, C. (2014). A revision of the US business-cycles chronology 1790–1928. *Economics Bulletin*, 34(1), 234–244.
- Chen, E.K.Y. (1979). Hyper-Growth in Asian Economies: A comparative Study of Hong Kong, Japan, Korea, Singapore and Taiwan. New York: Holmes and Meier.
- Clements, M.P., & Krolzig, H.M. (2003). Business cycle asymmetries: characterization and testing based on Markov-Switching Auto Regression. *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(1), 196–211.
- Dempster, A.P., Laird, N.M. & Rubin, D.B. (1977). Maximum Likelihood from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statitical Society. Series B (Methodological)*, 39(1), 1–38.
- Edwards, S. (1993). Openness, trade liberalization, and growth in developing countries. *Journal of Economic Literature*, 31, 1358–1393.
- El Alaoui, A. (2015). Causality and Cointegration between Export, Import and Economic Growth: Evidence from Morocco. *Journal of World Economic Research*, 4 (3), 83–91.
- Elbeydi, K. R. M., Hamuda, A. M. & Gazda, V. (2010). The relationship between export and economic growth in Libya Arab Jamahiriya. *Theoretical and Applied economics*, 17(1), 69–76.
- El-Sakka, M. I., & Al-Mutairi, N. H. (2000). Exports and economic growth: The Arab experience. *The Pakistan Development Review*, 39(2), 153–169.
- Fapetu, O. & Owuoye. S.D. (2017). Testing the Validity of the Export-Led Growth Hypothesis in Nigeria: Evidence from Non-Oil and Oil Exports. *Computational Methods in Social Sciences*, 5(2), 41–48.
- Feder, G. (1982). On Export and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 12, 59–73.
- Gbaiye, O. G., Ogundipe, A., Osabuohien, E., Olugbire, O., Adeniran, O. A., Bolaji-Olutunji, K. A. et al. (2013). Agricultural Exports and Economic Growth in Nigeria (1980–2010). *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(16), 1–5.
- Ghasemlo, Kh., Asadzadeh, A. & Zoalghadr, H. (2017). Examining the Relationship between Growth of Industrial Export Goods and Economic Growth in Iranian Provinces: Dynamic Panel Data Approach. *Regional Planning Quarterly*. 6 (24), 15–26 [In persian].

- Ghatak, S., Milner, C. & Utkulu, U. (1997). Exports, export composition and growth: Cointegration and causality evidence for Malaysia. *Applied Economics*, 29(2), 213–223.
- Goldfrey, M. S. & Quandt, R. E. (1973). A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, 1, 3–6.
- Goldstein, M. & Khan, M. (1982). The Effects of slowdown in Industrial Countries on Growth in Non-Oil Developing Countries, *Occasional Paper 12* Washington, D.C.: IMF
- Hamilton, J. D. & Gang Lin, G. (1996). Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 11(5), 573–593.
- Hansen, B. E. (1992). The likelihood ratio test under nonstandard conditions: testing the Markov Switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 195–198.
- Hanson, J. B. & Trewavas, A. J. (1982). Regulation of plant cell growth: the changing perspective. *New Phytologist*, 90(1), 1–18.
- Helali, K. (2021). Markov Switching-Vector Auto Regression Model Analysis of the Economic and Growth Cycles in Tunisia and Its Main European Partners. *Journal of the Knowledge Economy*. <https://doi.org/10.1007/s13132-021-00740-x>.
- Herzer, D., Nowak-Lehmann, F. & Siliverstovs, B. (2006). Export-Led Growth In Chile: Assessing The Role of Export Composition In Productivity Growth. *The Developing Economies*, 44 (3), 306-328.
- Hosseini, S. M. P., & Tang, C. F. (2014). The effects of oil and non-oil exports on economic growth: A case study of the Iranian economy. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 27(1), 427–441.
- Hye, Q. M. A. (2012). Exports, Imports and Economic Growth in China: An ARDL Analysis. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 5 (1), 42–55.
- Hye, Q.M.A., Wizarat, S. & Lau, W. (2013). Trade-Led Growth Hypothesis: An Empirical Analysis of South Asian Countries. *Economic Modelling*, 35, 654–660.
- Istaiteyeh, R, Najem, F. & Saqfalthait, N. (2023). Exports- and Imports-Led Growth: Evidence from a Time Series Analysis, Case of Jordan. *Economies*, 11, 135. <https://doi.org/10.3390/economies11050135>.
- Jung, W. S. & Marshall, P. J. (1985). Exports, growth and causality in developing countries. *Journal of Development Economics*, 18(1), 1–12.
- Kalaitzi, A.S. & Chamberlain, T.W. (2020). Merchandise exports and economic growth: multivariate time series analysis for the United Arab Emirates. *Journal of Applied Economics*, 23, (1), 163-182.
- Kalaitzi, A.S. & Cleeve, E. (2018). Export-led growth in the UAE: multivariate causality between primary exports, manufactured exports and economic growth. *Eurasian Business Review, Springer; Eurasia Business and Economics Society*, 8(3), 341-365.

- Kavoussi, R. M. (1984). Export expansion and economic growth: Further empirical evidence. *Journal of Development Economics*, 14(1), 241–250.
- Khalili, S. & ghahremanzadeh, M. (2017). Study the Theory of Export-Led Growth in the Agriculture Sector in Iran: Evidence from Structural VAR Model (SVAR) and Directed Acyclic Graphs (DAG). *Agricultural Economics*, 10 (4), 81-99 [In persian].
- Kim, C.J., & Nelson, C.R. (1999). Friedman's Plucking Model of Business Fluctuations: Tests and Estimates of Permanent and Transitory Components. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31(3), 317–334.
- Kindleberger, C. P. (1962). Foreign trade and the national economy. New Haven and London: Yale University Press.
- Kumari, D. & Malhotra. N. (2014). Trade-Led Growth in India and China: A Comparative Analysis. *Journal of International and Global Economic Studies*, 7 (2), 68–88.
- Lee, Ch.H. & Huang, B.N. (2002). The relationship between exports and economic growth in east asian countries: a multivariate threshold autoregressive approach. *Journal of Economic Development, Chung-Ang Univiersity, Department of Economics*, 27(2), 45-68.
- Liu, Y. & Zhang, N. (2015). Sustainability of Trade Liberalization and Antidumping: Evidence from Mexico's Trade Liberalization toward China. *Sustainability*, 7, 11484–11503.
- Lucas, R.E. (1988). On the mechanics of economic development. 22(1), 3–42.
- Medhioub, I. & El Euch, H. (2013). Correlation function and dating turning points: A comparison with Markov switching models. *Applied Mathematics and Information Sciences*, 7(2), 449–453.
- Michaely, M. (1977). Exports and Growth: An Empirical Investigation. *Journal of Development Economics*, 4 (1), 49-53.
- Mishra, P. K. (2011). Exports and economic growth: Indian scene. *SCMS Journal of Indian Management*, 8(2), 17–26.
- Narayan, P. K., Narayan, S., Prasad, B. C. & Prasad, A. (2007). Export-led growth hypothesis: Evidence from Papua New Guinea and Fiji. *Journal of Economic Studies*, 34(4), 341–351.
- Panas, E. & Vamvoukas, G. (2002). Further evidence on the Export-Led Growth hypothesis. *Applied Economics Letters*, 9(11), 731–735.
- Reppas, P. A. & Christopoulos, D.K. (2005). The export-output growth: Evidence from African and Asian countries. *Journal of Policy Modeling*, 27, 929–40.
- Shakeri Bostanabad, R. & Salehi Komroudi, M. (2021). The Relationship between Export Price and Economic Growth in Iran: The Application of Structural Vector Auto-regression (SVAR) and Directed Acyclic Graphs (DAG). *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 21 (2), 1-28 [In persian].

- Shirazi, N. S. & Manap, T. A. A. (2004). Exports and economic growth Nexus: The case of Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 43(4), 563–581.
- Siliverstovs, B. & Herzer, D. (2006). Export-led growth hypothesis: Evidence for Chile. *Applied Economics Letters*, 13(5), 319–324.
- Sunde, T., Tafirenyika, B. & Adeyanju, A. (2023). Testing the Impact of Exports, Imports, and Trade Openness on Economic Growth in Namibia: Assessment Using the ARDL Cointegration Method. *Economies*, 11, 86. <https://doi.org/10.3390/economies11030086>.
- Tang, T. C. (2006). New evidence on export expansion, economic growth and causality in China. *Applied Economics Letters*, 13(12), 801–803.
- Tuan, C. & Ng, L. F. Y. (1998). Export trade, trade derivatives, and economic growth of Hong Kong: A new scenario. *Journal of International Trade and Economic Development*, 7(1), 111–137.
- Usman, K. & Bashir, U. (2022). The causal nexus between Imports and Economic Growth in China, India and G7 Countries: Granger causality analysis in the frequency domain, Heliyon, <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e10180>.
- Vohra, R. (2001). Export and economic growth: Further time series evidence from less-developed countries. *International Advances in Economic Research*, 7(3), 345–350.
- Yang, Ch. H., Lee, Ch.F. & Chang, P.Y. (2023). Export- and import-based economic models for predicting global trade using deep learning. *Expert Systems With Applications*, 218, 119590.
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 72(1), 57–89.

Applying Markov-Switching Vector Autoregressive Method in Examining the Hypotheses of Import-output and Export-output Growth in Iran¹

Fahmideh Fattahi²
Samad Hekmati Faridi³
Ali Rezazadeh⁴

Received: 2023/09/19

Accepted: 2023/10/17

Introduction

Empirical analysis of export-led growth (ELG), growth-Led export (GLE), import-led growth (ILG) and growth-Led imports (GLI) hypotheses, are supported by a review of the trade literature and economic growth, which creates verifiable evidence using scientific methods for interpretation. To start with the first hypothesis, ELG is also expressed as the role of exports in economic growth in most empirical researches. The ELG hypothesis is described as a development strategy that focuses on foreign exports while simultaneously aiming to strengthen productive capacity that is consistent with economic growth. This hypothesis includes the promotion of exports and the acquisition of foreign exchange reserves by adopting certain policies supported by advanced technology can potentially benefit economic growth. Exporting is considered a tool for long-term economies of scale. Exports promote economic growth in the domestic market through the use of more technology and skilled labor. This process leads to improved efficiency and productivity in the economy.

In line with the above, it can be argued that there may be a non-linear causal relationship between output, export and import, and awareness of this issue and its extent is of great importance for planners and policy makers. Therefore, how to investigate the relationship between non-linear causality and mutual effects of output, export and import needs to be experimentally investigated in Iran. For this purpose, the present study examines the analysis of the non-linear causality relationship between output, export and import and confirms the hypotheses of import-output growth and export-output growth in Iran using quarterly data during the period 1988-2022. In this regard, the theoretical foundations related to the subject will be examined first, and then some related studies will be reviewed.

-
1. This article is extracted from the Ph.D. thesis written by Ms. Fahmideh Fattahi, Ph.D. student in Economics at Urmia University, Urmia, Iran.
 2. Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. Email: fa.fattahi@urmia.ac.ir
 3. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. (Corresponding Author) Email: s.hekmati@urmia.ac.ir
 4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran. Email: a.rezazadeh@urmia.ac.ir

In the following, the introduced model will be estimated and analyzed and the conclusion will be presented.

Methodology

In this study, the non-linear causality relationship between output, export, and import is investigated and the hypotheses of import-output growth and export-output growth in Iran is examined using a MS-VAR model. This paper employs a MS-VAR model to determine the asymmetric relationship between the variables. In this model, the parameters are time-dependent and the variables in the VAR model behave based on the types of regimes (states) and the transition probabilities between them. This model is used to explore the regime-dependent responses of the output to export and import under different regimes. In the MS model, regimes are expected to pursue a latent random process. One of the most prominent peculiarities of the MS model is its ability to specify the shock performances differently in diverse manners. They are a subset of time series models that are able to analyze the dynamic behavior of variables under different circumstances. In addition, these models are generally suitable for capturing unobserved asymmetries in time series.

Findings

Since the Iranian economy is export-dependent, it seems that in case of structural breaks, the linear correlation method of the model is insufficient to estimate the total unit effect. Therefore, the Markov regime switching vector autoregression model (MSVAR) is used to analyze the nonlinear causality relationship between economic growth, export and import and to confirm the hypotheses of export-output growth and import-output growth. Three main data sets including real GDP, real exports and real imports are considered in logarithmic and differential form. The results of the unit root test show that all variables are at a stationary level. According to the results obtained in table (2), lag 5, which has the lowest value of Akaike and Schwartz, is determined as the optimal lag order.

As can be seen in table (3), in the first stage, the value of the probability value of the χ^2 test, which is less than one percent, indicates the non-linearity of the relationship between the variables. Hamilton states that the regime with intercept negative origin represents the bust regime and the regime with intercept positive origin indicates the boom regime. Here, the effect of intercept on economic growth in the first regime is positive and significant, but in the second regime, its effect on economic growth is negative and insignificant. Therefore, here the first regime represents the boom regime and the second regime represents the bust one. According to the results of the probability matrix, it can be said that the boom regime is more stable than the bust. Also, the results obtained from the causality relationship indicate a two-way non-linear causality relationship and confirm the feedback hypotheses, i.e. the hypotheses of export-output growth and import-output growth in Iran. In addition, the results show that in the boom regime, there

is a one-way non-linear causal relationship between imports and exports from the export to import side. There is a two-way causality relationship between imports and exports in the recession regime.

Discussion and Conclusion

In the present study, the non-linear causality relationship and the confirmation of export-output growth and import-output growth hypotheses in Iran have been investigated using quarterly data during the period from 1988 to 2022. For this purpose, the non-linear approach Markov regime switching vector autoregression model (MSVAR) was used to investigate the non-linear causality relationship. The results show that the first regime (boom) is more stable and attractive than the second regime (bust). The results obtained from the causality relationship also indicate a two-way non-linear causality relationship and confirm the feedback hypotheses, i.e., export-output growth, import-output growth in Iran.

Keywords: Import-output Growth, Export-output Growth, Non-linear Causality, Nonlinear MSVAR Approach

JEL Classification: F11, O40, C32

بررسی تأثیر لایه‌های نظام تأمین اجتماعی بر عدالت اقتصادی - اسلامی با تأکید بر تکافل

حمیدرضا نائب خسروشاهی^۱محمد رضا ناهیدی امیرخیز^۲محمدعلی متفکر آزاد^۳سید علی پایتختی اسکوئی^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۷/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۱۳

چکیده

با توجه به اهمیت عدالت اقتصادی از دیدگاه اسلام از یک سو و نقش تعیین کننده نظام تأمین اجتماعی در عدالت از سوی دیگر، همچنین براساس این واقعیت که بیمه تکافل به عنوان یک الگوی اسلامی پرکاربرد در پوشش ریسک بیمه که تفاوت‌هایی اساسی همچون مشارکتی بودن، عدم تمرکز بر سود، و تطابق با مقررات شریعت با بیمه‌های مرسوم دارد، مورد توجه اندیشمندان حوزه مالی و نیز فعالان بازارهای مالی، به خصوص بازار محصولات بیمه‌ای در کشورهای مختلف اسلامی جهان است، هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر انواع لایه‌های نظام تأمین اجتماعی بر عدالت اقتصادی - اسلامی در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۴۰۰ با به کارگیری روش GMM و نیز پیش‌بینی تأثیر تکافل بر ارتقای عدالت از طریق هدایت هزینه‌های مذهبی خانوارها به سمت بیمه تکافل بوده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که نابرابری دوره قبل و تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت و نرخ تورم رابطه منفی با نابرابری دارند. علاوه بر این، هر سه لایه مساعدت‌های اجتماعی، بیمه‌های اجتماعی پایه و بیمه‌های اجتماعی تکمیلی به طور معنی داری باعث کاهش نابرابری می‌گردد. در این میان، بیمه‌های اجتماعی پایه بیشترین تأثیر و مساعدت‌های اجتماعی کمترین تأثیر را بر کاهش نابرابری دارند. علاوه بر این، براساس نتایج حاصله، می‌توان بیان نمود که از طریق هدایت مخارج مذهبی خانوارها به سوی بیمه تکافل که بیمه‌ای اسلامی و از نوع بیمه اجتماعی پایه می‌باشد، می‌توان نابرابری اقتصادی - اسلامی را در سال‌های ۱۴۰۲ و ۱۴۰۳ به ترتیب به میزان حداقل ۰,۳۱ و ۰,۲۵ (چهار محال و بختیاری) و حداکثر ۵,۹۵ و ۵,۹۱ (مرکزی) کاهش داد.

واژگان کلیدی: اقتصاد ایران، تأمین اجتماعی، تکافل، روش گشتاورهای تعمیم یافته، نابرابری اقتصادی

طبقه‌بندی JEL: H55, D63, C23

۱. دانشجوی دکتری تخصصی اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)
hr.khosroshahy@yahoo.com

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، تبریز، ایران
nahidi@iaut.ac.ir

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
m.motafakker@gmail.com

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز، تبریز، ایران.
oskoee@yahoo.com

۱. مقدمه

توسعه اقتصادی یکی از اهداف مهم همه کشورها به‌شمار می‌رود و بسیاری از نظریه‌پردازان معتقدند که توسعه در بستر عدالت میسر می‌گردد. در این نگرش، نه تنها عدالت ثمره توسعه است، بلکه مسیر تحقق توسعه نیز بر مبنای عدالت تحقق می‌یابد (غفاری و همکاران، ۱۳۹۷). به همین دلیل با وجود تفاوت در مکاتب و جوامع مختلف، در طول تاریخ، موضوع عدالت یکی از دغدغه‌های بشریت بوده و تحقق عدالت، به ویژه عدالت اقتصادی، یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران در کشورهای مختلف بوده است. در این میان، نظریه‌پردازان اقتصاد اسلامی نگاه موشکافانه‌تر و سخت‌گیرانه‌تری نسبت به سایر مکاتب به عدالت دارند. چرا که توجه به عدالت و تلاش برای تحقق آن از جمله اهداف بنیادین نظام اسلامی است. این اهمیت تا بدان پایه است که قرآن کریم در آیات متعددی به آن تأکید کرده است. از آن جمله در آیه ۲۵ سوره حدید یکی از اهداف بعثت انبیا را فراهم کردن زمینه قیام مردم به قسط و عدل عنوان کرده و فرموده است: «لَقَدْ أَرْسَلْنَا رُسُلَنَا بِالْبَيِّنَاتِ وَأَنْزَلْنَا مَعَهُمُ الْكِتَابَ وَالْمِيزَانَ لِيَقُومَ النَّاسُ بِالْقِسْطِ» (همانا ما پیامبران خود را با ادله و معجزات فرستادیم و با ایشان کتاب و میزان عدل نازل کردیم تا مردم به راستی و عدالت گرایند). همچنین حضرت علی (ع) در نامه‌ها و خطبه‌های مختلف بر عدل و قسط تأکید کرده‌اند و یکی از دلایل اصلی پذیرش حکومت از سوی خود را برقراری توازن و از بین بردن شکاف‌های ناروا در میان دو طبقه ستمگر شکم‌بار و مظلوم گرسنه بیان فرموده‌اند (نهج‌البلاغه، خطبه ۳). عدالت اقتصادی، مهم‌ترین حوزه عدالت و جزو اساسی‌ترین مبانی و اصول اقتصاد اسلامی به‌شمار می‌رود. یکی از عناصر مهم جامعه برای کمک رساندن به برقراری عدالت اقتصادی، نظام تأمین اجتماعی است. در این میان، تکافل به‌عنوان یک الگوی بیمه اسلامی که بر مبانی اصیل دینی بنا نهاده شده است توجه بسیاری از محققان و سیاست‌گذاران نظام تأمین اجتماعی و بازارهای مالی کشورهای اسلامی را به خود جلب نموده است. تکافل یک قرارداد مشارکتی است که بر پایه تعاون و ضمانت متقابل بوده و با ویژگی‌هایی از قبیل عدم تمرکز بر سود، وجود نظارت شرعی بر روند کاری، و مطابقت با اوامر و مقررات دین اسلام، می‌تواند رقیبی قدرتمند برای بیمه مرسوم در صنعت بیمه کشورهای اسلامی باشد. بر این اساس، با توجه به اهمیت عدالت اقتصادی در مکاتب اسلامی از یک سو و نقش نظام تأمین اجتماعی در ارتقای عدالت از سوی دیگر، و همچنین براساس پتانسیل صنعت بیمه ایران برای رواج تکافل به‌عنوان بیمه مبتنی بر الگوهای اسلامی، بررسی عوامل مؤثر بر عدالت اقتصادی-اسلامی و همچنین ارزیابی نقش نظام تأمین اجتماعی در بهبود عدالت حائز اهمیت ویژه‌ای است. بنابراین هدف اساسی مطالعه حاضر، بررسی تأثیر لایه‌های مختلف نظام تأمین اجتماعی بر عدالت اقتصادی-اسلامی، در کنار سایر عوامل تأثیرگذار، در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۴۰۰ در استان‌های ایران با به‌کارگیری رویکرد اقتصادسنجی داده‌های تابلوی پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته^۱ (GMM) می‌باشد. علاوه بر این با توجه به این واقعیت که در راستای ترویج یک سیستم بیمه اسلامی، می‌توان از طریق آموزش و افزایش آگاهی مردم در رابطه با بیمه تکافل و ویژگی‌های

آن، هزینه‌های مذهبی مردم را به سمت رواج بیشتر این نوع بیمه سوق داد، مطالعه حاضر در پی سناریوسازی هدایت هزینه‌های مذهبی خانوارها به سمت بیمه تکافل و سپس پیش‌بینی اثرات بیمه تکافل در ارتقای عدالت با استفاده از مدل عدالت تخمین‌زده شده می‌باشد. سازماندهی مطالعه حاضر بدین صورت است که بعد از مقدمه، مروری بر ادبیات نظری و پیشینه تجربی تحقیق انجام می‌گیرد. سپس روش تحقیق مورد استفاده توضیح داده می‌شود. بخش چهارم به گزارش و تجزیه و تحلیل نتایج برآورد اختصاص می‌یابد و در بخش نهایی، خلاصه و نتیجه‌گیری و همچنین پیشنهادات سیاستی منتج از مطالعه تبیین می‌گردد.

۲. مبانی نظری

بیان تئوری‌ها، نظریه‌ها و مدل‌های علمی (اصول و پایه‌های نظری تحقیق) که محقق از طریق آن نتایج تحقیق خود را در راستای آزمون نظریه یا مدل مورد نظر تبیین می‌کند. در دهه‌های اخیر با توجه به اهمیت فزاینده «دولت رفاه»، در کشورهای مختلف، دولت‌ها به اقداماتی از جمله افزایش اشتغال، گسترش خدمات بیمه‌ای و اجرای سیاست‌های مناسب مالیاتی در راستای بهبود عدالت اقتصادی پرداخته‌اند (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۳). علت این تمرکز این است که در هر کشوری، نابرابری اقتصادی می‌تواند زمینه‌ساز تفاوت در عادات شخصی، شرایط محیط زیست، آموزش و دسترسی به مراقبت‌های بهداشتی باشد و در نتیجه مانع از انسجام اجتماعی، رشد اقتصادی و توسعه بازارهای مالی گردد. از آنجایی که اقدامات مؤثر در این زمینه نیازمند بررسی عوامل تعیین‌کننده عدالت است، در ادبیات اقتصادی جهان تأثیر متغیرهای مختلف بر عدالت اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. در ادامه به بررسی ادبیات نظری موجود در زمینه مهم‌ترین عوامل مؤثر بر عدالت پرداخته می‌شود.

الف) نظام تأمین اجتماعی و بیمه: همان‌طور که چچی و گارسیا-پنالوسا (۲۰۰۴) اظهار داشته‌اند، آشکار است که نابرابری درآمدی در شرایط نااطمینان و پرریسک افزایش می‌یابد و بنابراین هر مکانیسمی مشابه بیمه می‌تواند به انباشت سرمایه انسانی و در نتیجه کاهش نابرابری کمک کند. تأمین اجتماعی یکی از این مکانیسم‌ها به‌شمار می‌رود و به منزله حمایتی است که جامعه، در قبال پریشانی‌های اجتماعی و اقتصادی پدید آمده، به واسطه قطع یا کاهش شدید درآمد افراد در اثر بیکاری، بیماری، بارداری، از کار افتادگی، سالمندی، فوت، افزایش هزینه‌های درمان و نگهداری خانواده به اعضای خود ارائه می‌دهد. این امر، به ویژه برای آن دسته از خانوارهایی که در مقابل زیان‌های مالی ناشی از وقایع غیرمنتظره آسیب‌پذیرترند، حیاتی‌تر است (امین رشتی و قربانی ولیک چالی، ۱۳۹۲). به عبارت دیگر، براساس مطالعه میرزایی و میرزایی (۱۳۹۴)، تأمین اجتماعی بخشی از مجموعه سیاست‌های اجتماعی است که حیطة فعالیت آن، نوسانات شدید درآمدی شهروندان جامعه است و هدف این نهاد در مواقعی که شهروندان دچار قطع یا کاهش شدید درآمدی می‌شوند، رهایی دادن

آن‌ها از ترس و نیاز است. دولت‌ها با پیاده‌سازی نظام‌های تأمین اجتماعی مکلف به تأمین این حق هستند. در منظومه سیاست‌های اجتماعی اسلام که اهداف مهمی همچون اجرای عدالت در آن تعقیب می‌شود، سطح زندگی و وضعیت معیشتی مردم جایگاه ویژه‌ای دارد. در دهه‌های اخیر مشکلاتی همچون نااطمینانی در سرمایه‌گذاری و حوادث غیرمنتظره‌ای که وضعیت اقتصادی خانوارها و بنگاه‌ها را تهدید می‌کند، و افزایش نیاز به حمایت بیمه‌ای در راستای غلبه بر این تهدیدها اهمیت صنعت بیمه و ایجاد بسترهای لازم برای رونق بیشتر آن را افزایش داده است. در عین حال که بیمه یک ابزار برای تضمین و مدیریت ریسک است، به چندین روش بر کاهش نابرابری و بهبود رشد اقتصادی نیز مؤثر است. بنابراین می‌توان گفت که یکی از تأثیرگذارترین نهادهای جوامع توسعه‌یافته، بیمه می‌باشد (طهرانچیان و همکاران، ۱۳۹۹). یکی از مهم‌ترین جوانب تأثیر بیمه بر نابرابری، تأثیر مثبت آن بر ثبات اقتصادی و تاب‌آوری اجتماعی است (نقدی و همکاران، ۱۴۰۰). براساس نظریه کاستنر و لوبوتسکی (۲۰۱۶) سیاست‌های بیمه‌ای مناسب می‌توانند با کاهش بار سنگین هزینه‌های درمان موجب افزایش سلامت و رفاه عمومی اقشار کم‌درآمد شوند و توزیع درآمد را بهبود بخشند. چراکه می‌تواند سهم کارفرما و کارگر را برای بیمه تغییر دهد. علاوه بر این سیاست‌های بیمه‌ای می‌تواند میزان اقدام برای درمان را در بین گروه‌های مختلف اجتماعی تحت تأثیر قرار داده و از طریق تأثیر بر سلامت آن‌ها بر آموزش، بهره‌وری و وضعیت اقتصادی آن‌ها نیز تأثیر بگذارد. همچنین صنعت بیمه نقش مهمی در بازار اوراق قرضه دارد. با توسعه مهارت‌های تخصصی در تجزیه و تحلیل ریسک و نظارت بر آن، شرکت‌های بیمه تأمین مالی بخش بزرگی از وام‌گیرندگان را که به سایر سیستم‌های مالی خدمت می‌کنند، تقبل می‌کنند، همچنین صنعت بیمه به اقتصاد دولتی و محلی کمک می‌کند. بر این اساس، می‌توان گفت تمامی موارد اشاره شده قادرند علاوه بر افزایش رشد اقتصادی به کاهش نابرابری درآمد در یک اقتصاد یاری رسانند (آرنا، ۲۰۰۸، ۲). بانفیگیولی (۲۰۱۲) نیز اشاره کرده است که تقسیم ریسک از طریق بیمه، باعث انگیزه بیشتر سرمایه‌گذاری برای ورود به عرصه تولید می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذارانی که ریسک کمتری دارند، در صورت وجود ساز و کار مناسب بیمه، تمایل به سرمایه‌گذاری خواهند داشت. وی اظهار داشته است که این فرایند باعث کاهش نوسان درآمدی و نابرابری درآمدی خواهد شد. درواقع بیمه نقش حائز اهمیتی در پویایی بازارهای مالی و افزایش سرمایه‌گذاری در بخش‌های سودآور بازی می‌کند و این امر منجر به ارتقای بهره‌وری و افزایش رشد اقتصادی می‌شود و همچنین از طریق افزایش فرصت‌های شغلی و بهبود اشتغال به کاهش نابرابری منجر می‌شود (امین‌رشتی و قربانی ولیک چالی، ۱۳۹۲). علاوه بر آنچه ذکر شد، با توجه به اینکه در کشورهای درحال توسعه ازجمله ایران، بخش اعظمی از صنعت بیمه در دست دولت است، درآمد

حاصل از آن می‌تواند صرف خدمات عمومی و کمک به اقشار کم‌درآمد شده و از این طریق به بهبود نابرابری اقتصادی کمک کند (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۳).

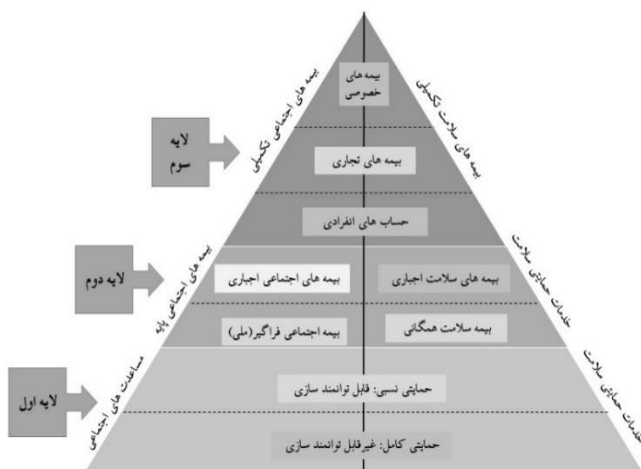
در رابطه با لایه‌های نظام تأمین اجتماعی، در ماده بیست و هفتم قانون برنامه پنجم توسعه، مجوز استقرار نظام جامع تأمین اجتماعی چندلایه با لحاظ نمودن سه لایه زیر به دولت داده شده است (سند سیاستی نظام بیمه اجتماعی کشور، ۱۳۹۵).

لایه اول: مساعدت‌های اجتماعی شامل خدمات حمایتی و توانمندسازی؛

لایه دوم: بیمه‌های اجتماعی پایه شامل مستمری‌های پایه و بیمه‌های درمانی پایه؛

لایه سوم: بیمه‌های تکمیلی بازنشستگی و درمان.

شکل (۱) جزئیات مربوط به لایه‌های نظام تأمین اجتماعی را نشان می‌دهد.



شکل ۱: شمای کلی نظام تأمین اجتماعی چندلایه در ایران

ب) بیمه تکافل: در اسلام، عدالت اقتصادی برپایه دو بعد توازن اجتماعی و تکافل اجتماعی قابل بررسی است. از بعد توازن اجتماعی ریشه‌کن نمودن فقر از جامعه اسلامی موردنظر است و از بعد تکافل اجتماعی که گاه از آن به‌عنوان همیاری عمومی نیز یاد کرده‌اند، درواقع به مسئولیت اجتماعی هر فرد در برخورد با مشکلات موجود در جامعه اشاره می‌شود (جمشیدی و طغیانی دولت‌آبادی، ۱۳۹۸). به عبارت دیگر، تکافل اجتماعی در حد تأمین نیازهای شدید معیشتی است که به موجب آن مردم در قبال زندگی یکدیگر مسئولیت اجتماعی دارند و مصداق بارز حدیث شریف و منقول از رسول خدا (ص) است که می‌فرمایند: «کلکم راع و کلکم مسئول عن رعیت» (به‌راستی که همه شما حافظ و سرپرستید و همه شما مسئول مردم زیردست خود هستید). بر این اساس، بیمه تکافل به‌عنوان یک سیستم رایج در به اشتراک‌گذاری ریسک، مبتنی بر ضمانت مشترک اعضا، مورد

توجه اندیشمندان حوزه مالی اسلامی و نیز فعالان بازارهای مالی است (عباسچیان و همکاران، ۱۳۹۸). به دلیل آنکه تکافل در قالب یک شرکت شکل می‌گیرد که بیمه‌گذاران، سهام‌داران آن شرکت محسوب می‌شوند، هر فرد به اندازه استطاعت مالی خود، حق بیمه می‌پردازد و به همان میزان هم مالک شرکت تکافلی می‌شود. در این نوع بیمه، بیمه‌گذاران، پولی که از جیب آن‌ها پرداخت می‌شود تا خسارت یک فرد فقیر جبران شود را به‌عنوان نوعی بخشش (هبه) قلمداد می‌کنند، لذا فرد فقیر با وجود پرداخت حق بیمه اندک ممکن است خسارتش به میزان بسیاری جبران شود.

ج) رشد اقتصادی: یکی از مهم‌ترین تئوری‌های مطرح در زمینه عدالت اقتصادی، فرضیه کوزنتس (۱۹۵۵) است. براساس این فرضیه، کشورها در مراحل اولیه توسعه خود، با افزایش درآمد شاهد کاهش عدالت اقتصادی هستند. اما در مراحل بعدی به دلیل اینکه افراد بیشتری افزایش درآمد را لمس می‌کنند، عدالت اقتصادی بهبود می‌یابد. بنابراین کوزنتس به وجود یک رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و عدالت اقتصادی اشاره می‌کند. براساس مطالعات تجربی پیشین، نتایج متناقضی در رابطه با این فرضیه وجود دارد. السینا و پروتی (۱۹۹۶) و ناولز (۲۰۰۵) به یک رابطه منفی بین این دو رسیدند. فوسو (۲۰۱۰) بیان می‌کند که نابرابری بالا منافع حاصل از رشد را خنثی می‌کند. راویالون (۲۰۰۱) نیز ادعا می‌کند که کاهش فقر در کشورهای درحال توسعه‌ای که نرخ بالای رشد اقتصادی را با کاهش نابرابری‌ها ترکیب کرده‌اند، موفق‌تر بوده است.

د) نرخ تورم: با توجه به مطالعه گالی و واندرهووم (۲۰۰۱) و امورنتام (۲۰۰۴) ۳، تورم اثرات دوگانه‌ای بر نابرابری دارد:

اول اینکه افزایش تورم باعث کاهش قدرت خرید شده و به چهار طریق بر نابرابری تأثیر می‌گذارد:

۱. تأثیر بر درآمد حقیقی: افزایش تورم باعث کاهش درآمد حقیقی و در نتیجه قدرت خرید کسانی که درآمدهای ثابتی دارند (مانند کارمندان و کارگران) می‌شود. اما، درآمد اسمی سایر افراد، به ویژه افراد با درآمد بالا، ثابت نبوده و با افزایش تورم افزایش می‌یابد. این امر باعث می‌شود که تورم در قدرت خرید آن‌ها تأثیر کمتری داشته باشد. بر این اساس، نابرابری درآمد با افزایش نرخ تورم، افزایش می‌یابد؛

۲. تأثیر بر ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی: ارزش حقیقی پرداخت‌های انتقالی دولت (از قبیل یارانه و بیمه بیکاری) با افزایش تورم، کاهش می‌یابد. از آنجایی که دریافت‌کنندگان این پرداخت‌ها، طبقه فقیر جامعه هستند، بنابراین تورم از این طریق نیز منجر به افزایش نابرابری می‌گردد؛

۳. تأثیر بر ارزش حقیقی دارایی‌های پولی: اقشار با درآمد بالا معمولاً برای محافظت از دارایی‌های خود در مقابل تورم، آن را به دارایی‌هایی همچون مسکن، سهام، و طلا تبدیل

1. Kuznets (1955)

2. Galli & Vander Hoeven (2001)

3. Amornthum (2004)

می‌کنند. اما اقشار کم‌درآمد دارایی کمتری دارند و اغلب امکان تبدیل آن‌ها به سایر دارایی‌ها را ندارند و بنابراین نسبت بیشتری از دارایی خود را به‌صورت پول نگهداری می‌کنند. بر این اساس، تورم بر دارایی افراد فقیر تأثیر بیشتری دارد و منجر به افزایش نابرابری می‌شود؛

۴. تأثیر بر ارزش حقیقی بدهی‌های اسمی: افزایش نرخ تورم از طریق بهبود وضعیت وام‌گیرندگان و بدتر شدن وضعیت وام‌دهندگان باعث انتقال قدرت خرید می‌شود و یک توزیع مجدد صورت می‌گیرد. با توجه به اینکه افراد کم‌درآمد معمولاً بدهکار بوده و افراد ثروتمند طلبکار می‌باشند، می‌توان نتیجه گرفت که براساس این نظریه افزایش نرخ تورم منجر به توزیع مجدد درآمد به نفع افراد کم‌درآمد و در نتیجه، کاهش نابرابری می‌شود. دومین تأثیر تورم بر اقتصاد از طریق تأثیر بر ثبات اقتصادی است. نوسانات مکرر تورم باعث کاهش ثبات در اقتصاد کلان و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری و نیز کاهش مکرر در رشد اقتصادی می‌شود. اگرچه رابطه رشد اقتصادی و نابرابری روشن نیست، اما براساس مطالعه رومر و رومر (۱۹۹۸) می‌توان انتظار داشت که انحراف معیار بالاتر رشد اقتصادی منجر به نابرابری درآمد بیشتر گردد (شاکری و همکاران، ۱۳۹۲).

علاوه بر آنچه ذکر شد، شاکری بستان‌آباد و جلیلی (۱۳۹۹) نیز اظهار داشته‌اند که با توجه به اینکه عموماً متقاضیان کالاهای تجملی افراد ثروتمندتر هستند، در هنگام افزایش نرخ تورم، اگر قیمت کالاهای تجملی به‌طور نسبی بیشتر از کالاهای ضروری افزایش یابد، تورم باعث توزیع مجدد درآمد به ضرر ثروتمندان و در نتیجه کاهش نابرابری می‌گردد. بنابراین می‌توان بیان نمود که تورم می‌تواند از جهات مختلف اثرات متفاوتی بر نابرابری اقتصادی داشته باشد.

۳. پیشینه پژوهش

الف) مطالعات خارجی

مؤتمنی (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های ایران و با به‌کارگیری روش‌های CIPS و SUR به بررسی تأثیر بیمه خصوصی، تورم، بیکاری و رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۱ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داده است که نابرابری درآمدی در ایران با رشد بیمه بخش خصوصی کاهش یافته است.

راویندرا دیشاپریا (۲۰۱۷) با استفاده از آمار ۳۳ کشور آسیایی در سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۳ و با به‌کارگیری روش داده‌های پانلی پویا به بررسی عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمد پرداخته و دریافته است که بین GDP و نابرابری رابطه‌ای به شکل U معکوس وجود دارد. همچنین کمک‌های رسمی

توسعه‌ای (ODA)، آموزش و مشارکت نیروی کار نابرابری را کاهش می‌دهد، در حالی که تورم، ریسک سیاسی، شرایط تجارت و بیکاری باعث افزایش نابرابری می‌شود.

تریدیکو (۲۰۱۷) با استفاده از روش داده‌های تابلویی اثرات تصادفی و براساس داده‌های ۲۵ کشور دارای درآمد بالا و عضو OECD در دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۳ نشان داده است که توسعه مالی، افزایش انعطاف‌پذیری کار، تضعیف اتحادیه‌های کارگری و تعدیل نیرو منجر به افزایش نابرابری در کشورهای تحت بررسی شده است.

بوسوسکا (۲۰۱۹) به شناسایی عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمد در سه کشور نامزد اتحادیه اروپا (مقدونیه شمالی، صربستان و ترکیه) در دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۷ پرداخته است. وی با استفاده از روش داده‌های پانلی با اثرات ثابت دریافته است که نرخ بیکاری، سطح توسعه اقتصادی و نرخ سرمایه‌گذاری عوامل اصلی تعیین‌کننده هستند که منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شوند. بدهی دولت نیز اثر منفی و معنی‌داری بر نابرابری درآمد دارد. اما تجارت و نرخ تورم تأثیر ناچیزی داشته‌اند. همچنین در بین عوامل جمعیت‌شناختی، رشد جمعیت و آموزش تأثیر قابل توجهی بر نابرابری درآمد دارد.

اسونگو و اوده‌یامبو (۲۰۲۰) به بررسی اثرات بیمه بر نابرابری درآمد در کشورهای آفریقا پرداختند. آن‌ها با استفاده از آمار ۴۲ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۴ و با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) دریافتند که بیمه عمر ضریب جینی و شاخص اتکینسون را افزایش می‌دهد. بیمه غیر از بیمه عمر نیز باعث کاهش ضریب جینی و افزایش شاخص پالما می‌شود.

شائو (۲۰۲۱) با تبدیل داده‌های پانلی به داده‌های شبه مقطعی و حذف اثرات کشور و زمان با استفاده از میانگین ۵ ساله داده‌های ۸۳ کشور به تحلیل عوامل تعیین‌کننده توزیع درآمد کشوری و بین‌کشوری پرداخته است. وی مدرکی در تأیید فرضیه کوزنتس در داخل و نیز بین کشورها نیافته است. نتایج وی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری تأثیر معنی‌داری بر نابرابر داست و در عین حال، سهم درآمد نیروی کار اثر مثبت و قابل توجهی بر نابرابری دارد.

برزینسکی و سالاج (۲۰۲۲) به بررسی مطالعات پیشین و داده‌های کشورهای درحال گذار اروپا در دوره زمانی ۱۹۸۸-۲۰۱۸ پرداخته و بیان کرده‌اند که اصلاحات بازار و افزایش سرمایه خصوصی باعث افزایش نابرابری منطقه شده است. آن‌ها اظهار داشته‌اند که دولت می‌تواند با سیاست‌های پیش‌توزیع مانند مقررات مالی، قانون حداقل دستمزد و حقوق اتحادیه کارگری، در دسترس بودن و کیفیت سلامت و آموزش، و سیاست‌های مالیاتی، وضعیت نابرابری را بهبود بخشد.

1. Tridico (2017)
2. Bucevska (2019)
3. Asongu & Odhiambo (2020)
4. Shao (2021)
5. Brzezinski & Salach (2022)

ب) مطالعات داخلی

ابونوری و خوشکار (۱۳۸۷) به تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری اقتصادی در ایران در سال‌های ۱۳۶۳-۱۳۸۳ با استفاده از ریزداده‌های درآمد - هزینه، ضریب جینی و سهم بیستک‌های درآمدی پرداخته و دریافتند که نسبت اشتغال و هزینه‌های اجتماعی دولت بر نابرابری اثرکاهشی دارد، اما اثر تورم و درآمد‌های مالیاتی بر نابرابری افزایشی است.

حمزه‌پور، محمدی و شرافتی (۱۳۹۲)، ضمن بررسی ضرورت تکافل اجتماعی براساس آیات و روایات، نقش تکافل در تقویت اجتماعی و رشد اقتصادی را بررسی و تکافل اجتماعی را شامل دو بخش تکافل عام مبتنی بر وظیفه افراد جامعه در رفع نیازهای یکدیگر و ضمان اعاله مبتنی بر وظیفه حکومت در تأمین حداقل ملزومات معاش افراد جامعه تعریف می‌نمایند و بیان می‌کنند که تکافل اجتماعی را می‌توان در راستای وظایف بانک‌های قرض‌الحسنه تعریف کرد.

پناهی و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از داده‌های استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۰ و با به‌کارگیری روش میانگین‌گیری مدل بیزینی به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد پرداخته و دریافتند که سپرده‌گذاری قرض‌الحسنه رابطه منفی با ضریب جینی دارد و موجب بهبود توزیع درآمد می‌گردد. همچنین نتایج این مطالعه حاکی از برقراری فرضیه کوزنتس مبنی بر وجود رابطه U معکوس بین توسعه اقتصادی و توزیع درآمد است.

طهرانچی‌ان و همکاران (۱۳۹۹) با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی پویا و آمار استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ به بررسی تأثیر بیمه بر نابرابری درآمد پرداخته و دریافتند که تورم اثر مثبتی بر ضریب جینی دارد، اما شاخص درآمد سرانه و ضریب نفوذ دارای تأثیر منفی بر ضریب جینی است. همچنین، میزان اثرگذاری این عامل بر ضریب جینی بسته به سطح توسعه انسانی و ضریب نفوذ بیمه متفاوت است. به نحوی که نخست، تفاوت اندازه اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر توسعه انسانی موجب تقویت اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر کاهش نابرابری درآمد می‌گردد. دوم، با افزایش در اندازه ضریب نفوذ بیمه، اثرگذاری ضریب نفوذ بیمه بر کاهش نابرابری درآمد تقویت می‌شود.

سرخوش‌سرا و همکاران (۱۳۹۹) با به‌کارگیری رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری به تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۴ در چهارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش شکاف $(r-g)$ ارتباط مثبت و معنی‌داری با افزایش نابرابری و سهم سرمایه از درآمد ملی نداشته و شواهد محکمی برای تأیید فرضیه پیکتی در ایران وجود ندارد.

شاکری بستان‌آباد و جلیلی (۱۳۹۹) با استفاده از روش پانل پروبیت به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۹۴ پرداختند و دریافتند که رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد فرضیه کوزنتس را تأیید نمی‌کند. همچنین متغیرهای مخارج دولتی سرانه، توسعه مالی و تورم اثر منفی و معنی‌داری بر ضریب جینی دارند.

زیربسی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی اثر بیمه بر نابرابری درآمد در ۵۰ کشور منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا پرداخته و دریافته‌اند که متغیر ضریب نفوذ بیمه اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. علاوه بر این، بیمه بازرگانی، نه تنها از وقوع فقر بیشتر جلوگیری می‌کند بلکه افزایش اطمینان خاطر و ثبات در رفتار مصرفی و سرمایه‌گذاری خانوارها را به همراه دارد.

قریشی و محمدی (۱۴۰۱) عوامل تعیین‌کننده پایداری نابرابری درآمد در کشور هندوستان از سال ۱۹۵۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از روش مطالعه تک موردی و تحلیل دقیق داده‌های آماری پرداخته و دریافتند که هرچند عوامل گوناگونی مانند ریشه‌های نظام اجتماعی، رشد اقتصادی، جهانی شدن و ابزارهای آن در پایداری نابرابری درآمد مؤثر بوده‌اند، دلیل اصلی تأثیرگذاری این عوامل در تغییر اولویت‌های دولت هندوستان و کنار گذاشتن اجرای برنامه‌های فقرزدایی و همسان‌سازی درآمد است. قاسمی دهقی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی عوامل اقتصادی - سیاسی مؤثر بر نابرابری درآمد در برنامه‌های اول و دوم توسعه در ایران با استفاده از روش ARDL و داده‌های سری زمانی ۱۳۶۳-۱۳۹۹ پرداخته و با استفاده از متغیر دامی برای برنامه اول و دوم توسعه، دریافتند که نابرابری درآمد با متغیرهای رشد نقدینگی و بهره‌وری نیروی کار رابطه منفی و با رشد بدهی دولت به سیستم بانکی، رشد نقدینگی با یک وقفه، رشد بدهی خارجی کوتاه‌مدت و گسترش فساد رابطه مستقیم دارد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

مطالعه حاضر به تدوین و تخمین مدل عدالت اقتصادی - اسلامی و تأثیر لایه‌های مختلف تأمین اجتماعی بر آن با استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۷ می‌پردازد. سپس، با استفاده از سناریوسازی هدایت هزینه‌های مذهبی خانوارهای به سمت بیمه تکافل، به بررسی تأثیر تکافل بر عدالت اقتصادی - اسلامی پرداخته می‌شود. جامعه آماری این تحقیق، کلیه استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۴۰۰ می‌باشد. آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای مورد نیاز از سالنامه‌های آماری استان‌ها در پایگاه مرکز آمار ایران گردآوری شده است. گفتنی است که با توجه به تعاریف سه لایه نظام تأمین اجتماعی، مجموع مساعدت‌های حمایتی در قالب بیمه خدمات درمانی توسط کمیته امداد امام خمینی و بنیاد شهید و امور ایثارگران به‌عنوان شاخص لایه اول، هزینه‌های بیمه درمانی خانوارها به‌عنوان معیاری برای لایه دوم، و مجموع حق بیمه عایدشده در قالب بیمه تکمیلی درمانی، آتش‌سوزی، بابری، حوادث، بدنه اتومبیل، شخص ثالث، عمر و سایر بیمه‌های غیر از بیمه پایه تأمین اجتماعی، به‌عنوان لایه سوم نظام تأمین اجتماعی در نظر گرفته شده است. همچنین، برای اندازه‌گیری شاخص عدالت اقتصادی - اسلامی با توجه به مطالعه نائب خسروشاهی و همکاران (۱۴۰۲) و ۱ براساس تعدیل، ترکیب و تکمیلی بر مطالعه صدری (۱۳۹۱) و شاکری و همکاران (۱۳۹۸) معیارهای زیر مورد استفاده قرار گرفته است:

۱. برخورداری برابر از منابع و ثروت‌های عمومی شامل عدالت درون‌نسلی و عدالت بین‌نسلی؛

۲. سهم‌بری عوامل تولید براساس میزان مشارکت؛

۳. قرار گرفتن اموال در موضع قوام آن (کارایی) شامل کارایی فنی و کارایی تخصیص.^۱

براساس مطالعات نظری و تجربی پیشین، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر عدالت اقتصادی عبارتند از: رشد اقتصادی، نرخ بیکاری، مالیات، نرخ تورم و درجه باز بودن تجاری. مدل نظری مورد استفاده در این مطالعه الگوی بهبود یافته‌ای از مدل مورد استفاده توسط طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۹) است. این مدل با توجه به نقش برجسته دو متغیر رشد اقتصادی و تورم بر نابرابری در ایران، انتخاب و تعدیل شده است. بر این اساس و با توجه به اهمیت برجسته نظام تأمین اجتماعی در برقراری عدالت، می‌توان عدالت اقتصادی را به‌صورت معادله (۱) تدوین و تصریح نمود. نکته حائز اهمیتی که باید در نظر گرفت این است که براساس مطالعات پیشین، این احتمال وجود دارد که عدالت اقتصادی از متغیرهای توضیحی و همچنین متغیر وابسته دوره‌های قبل نیز متأثر شود. بر این اساس، تخمین پویای مدل حائز اهمیت فراوانی است.

$$E_{it} = f(E_{it-1}, G_{it}, CPI_{it}, SS_{it}) \quad (1)$$

که در آن E شاخص عدالت، G رشد اقتصادی، CPI نرخ تورم و SS لایه‌های تأمین اجتماعی را نشان می‌دهد. همچنین i استان i ام و t سال را نشان می‌دهد.

معرفی روش داده‌های تابلویی پویا و روش GMM.

در صورتی که داده‌های پانلی علاوه بر متغیرهای مستقل جاری، به متغیرهای دوره قبل نیز وابسته باشند، مدل داده‌های تابلویی پویا برای تخمین صحیح آن مناسب خواهد بود. یکی از روش‌های رایج و پرکاربرد پویا در داده‌های پانلی، مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) می‌باشد. علت رواج این رویکرد آن است که بسیار انعطاف‌پذیر بوده و تنها به فروض ضعیفی نیاز دارد (بارو و لی، ۱۹۹۶). مدل پویای GMM مشکلاتی را که روش پانل ایستا در رابطه با خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس و تورش دارد تا حد زیادی کاهش می‌دهد. علت استفاده از این روش در مطالعه حاضر این است که اولاً براساس مطالعات پیشین این احتمال وجود دارد که متغیر وابسته هر دوره از وضعیت عدالت دوره قبل تأثیر بپذیرد و ثانیاً از آنجایی که یکی از راه‌های کنترل درون‌زایی متغیرها، استفاده از متغیر ابزاری است و با توجه به اینکه پیدا کردن چنین ابزاری بسیار مشکل است، می‌توان با استفاده از رویکرد GMM از وقفه متغیرها به‌عنوان ابزارهای مناسب استفاده کرد. شایان گفتن است که برای بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM استفاده از آزمون سارگان ضروری است. همچنین بررسی خودرگرسیون جملات اخلال نیز لازم است. چرا که استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خود همبستگی جملات اخلال از مرتبه دو نباشد. با گنجاندن مقدار با وقفه متغیر وابسته به‌عنوان یکی از متغیرهای توضیحی و تبدیل مدل به یک مدل داده‌های تابلویی پویا، می‌توان معادله (۲) را برای مدل تحقیق حاضر به‌صورت زیر تبیین نمود:

۱. برای اطلاع دقیق از نحوه اندازه‌گیری شاخص عدالت اقتصادی - اسلامی مورد استفاده در مطالعه حاضر، به مطالعه نائب خسرورهای و همکاران (۱۴۰۲) رجوع شود.

$$lE_{it} = \alpha + \beta_0 lG_{it} + \beta_1 lCPI_{it} + \beta_2 lSS_{it} + \beta_3 lE_{it-1} + \varepsilon \quad (2)$$

معادله (۲) مربوط به رابطه پویای بین متغیرهای توضیحی و عدالت اقتصادی می‌باشد که برای تخمین آن از روش GMM استفاده خواهد شد. گفتنی است که با توجه به احتمال پایین وجود رابطه خطی ساده، این معادله به صورت لگاریتمی تعریف شده است و همه متغیرهای مورد استفاده در این مدل به صورت لگاریتمی می‌باشد.

۵. نتایج

۵-۱. برآورد مدل عدالت اقتصادی - اسلامی

در این مرحله به تخمین معادله (۲) و تجزیه و تحلیل اثرات لایه‌های مختلف تأمین اجتماعی بر عدالت اقتصادی پرداخته می‌شود. با توجه به سه لایه بودن نظام تأمین اجتماعی ایران، سه تخمین انجام شده است که در هریک از آن‌ها یکی از لایه‌های مذکور به عنوان متغیر تأمین اجتماعی وارد مدل شده است. نتایج آزمون سارگان، در جدول (۱) نشان داده است. با توجه به عدم رد فرضیه صفر، می‌توان گفت که اعتبار متغیرهای ابزاری مورد تأیید است.

جدول ۱: نتیجه آزمون سارگان

مدل	Chi2	P-Value
اول (متغیر تأمین اجتماعی: مساعدت‌های اجتماعی)	۲۷/۰۷۱۹۶	۱/۰۰۰۰
دوم (متغیر تأمین اجتماعی: بیمه اجتماعی پایه)	۲۴/۴۴۰۹	۱/۰۰۰۰
سوم (متغیر تأمین اجتماعی: بیمه اجتماعی تکمیلی)	۲۶/۷۱۴۸۵	۱/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق)

نتایج مربوط به آزمون خودهمبستگی آرانو - باند (۱۹۹۱) در جدول (۲) گزارش شده است. فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی سریالی پسماندها در هیچ کدام از سه مدل رد نمی‌شود. بنابراین مدل پویای تخمین زده شده، معتبر است.

جدول ۲: نتیجه آزمون آرانو - باند

مدل	مرحله	آماره Z	P-Value
اول	۱	-۳/۹۰۲۱	۰/۰۰۰۱
اول	۲	-۰/۷۶۰۲۷	۰/۴۴۷۱
دوم	۱	-۳/۴۲۰۴	۰/۰۰۰۶
دوم	۲	-۰/۷۸۹۸۸	۰/۴۲۹۶
سوم	۱	-۳/۵۲۵۶	۰/۰۰۰۴
سوم	۲	-۱/۱۱۶۸	۰/۲۶۴۱

(منبع: یافته‌های تحقیق)

حال گزارش و تجزیه و تحلیل نتایج مربوط به تخمین سه مدل پویا انجام می‌گیرد. در مدل اول، متغیر مساعدت‌های اجتماعی، و در دو مدل دیگر به ترتیب متغیر بیمه‌های اجتماعی پایه و تکمیلی به‌عنوان شاخص تأمین اجتماعی وارد مدل شده‌اند. نتایج مدل‌های مذکور به ترتیب در جدول‌های (۳)، (۴) و (۵) گزارش شده است.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل اول (اثر لایه اول)

P-Value	ضریب	متغیر وابسته: عدالت اقتصادی - اسلامی
۰/۰۰۰	۰/۲۹۳۵	نابرابری اقتصادی دوره قبل (وقفه متغیر وابسته)
۰/۰۱۳	۰/۶۷۴۶	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۰۲	-۰/۴۱۵۶	نرخ تورم
۰/۰۴۲	-۰/۰۱۸۷	مساعدت‌های اجتماعی (لایه اول نظام تأمین اجتماعی)

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۴: نتایج تخمین مدل دوم (اثر لایه دوم)

P-Value	ضریب	متغیر وابسته: عدالت اقتصادی - اسلامی
۰/۰۲۲	۰/۱۷۰۹	نابرابری اقتصادی دوره قبل (وقفه متغیر وابسته)
۰/۰۰۵	۰/۸۸۱۸	تولید ناخالص داخلی
۰/۰۳۵	-۰/۲۷۸۹	نرخ تورم
۰/۰۰۰	-۰/۲۱۵۱	بیمه‌های اجتماعی پایه (لایه دوم نظام تأمین اجتماعی)

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۵: نتایج تخمین مدل سوم (اثر لایه سوم)

P-Value	ضریب	متغیر وابسته: عدالت اقتصادی - اسلامی
۰/۰۰۰	۰/۲۲۳۱	نابرابری اقتصادی دوره قبل (وقفه متغیر وابسته)
۰/۱۴۳	۰/۵۲۷۰	تولید ناخالص داخلی
۰/۱۴۰	-۰/۲۷۳۶	نرخ تورم
۰/۰۰۰	-۰/۰۸۶۰	بیمه‌های اجتماعی تکمیلی (لایه سوم نظام تأمین اجتماعی)

(منبع: یافته‌های تحقیق)

مشاهده می‌شود که در هر سه مدل نابرابری دوره قبل رابطه مثبت و معنی‌داری با نابرابری اقتصادی دوره جاری دارد. بدین معنی که بالا بودن نابرابری در دوره قبل باعث بالا بودن نابرابری در دوره جاری می‌شود و بر عکس. نرخ تورم نیز در هر سه مدل رابطه منفی با نابرابری نشان داده است که در دو مدل این رابطه معنی‌دار است. بدین معنی که با افزایش نرخ تورم نابرابری کاهش می‌یابد. این نتیجه با برخی مطالعات تجربی همچون ابونوری (۱۳۷۶) و احمدی و مهرگان (۱۳۸۳) سازگار است. براساس استدلال شاکری بستان‌آباد و جلیلی (۱۳۹۹)، اگر افزایش نسبی قیمت کالاهای تجملی بیشتر از کالاهای ضروری باشد، تورم می‌تواند باعث کاهش نابرابری گردد. بنابراین رابطه منفی بین

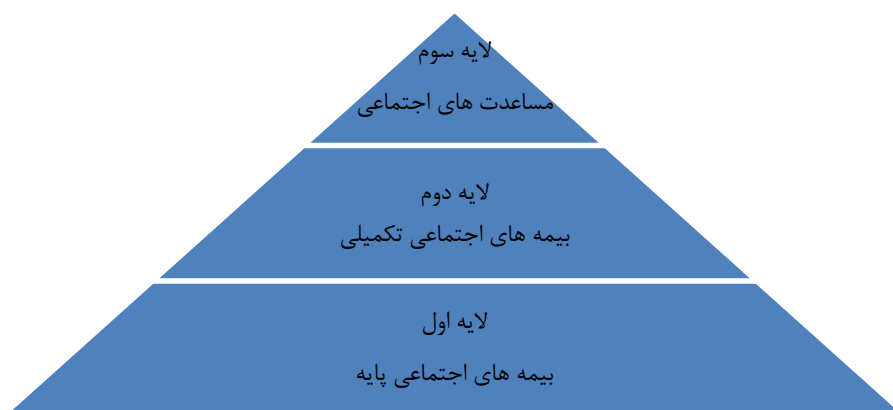
نرخ تورم و نابرابری می‌تواند ناشی از این واقعیت باشد که تورم کالاهای تجملی نسبت به تورم کالاهای ضروری بیشتر می‌باشد. بنابراین افزایش تورم باعث کاهش نابرابری می‌شود. در رابطه با تولید ناخالص داخلی نیز مشاهده می‌گردد که در هر سه مدل رابطه مثبتی بین تولید ناخالص داخلی و نابرابری وجود دارد که این رابطه در دو مدل از سه مدل، معنی‌دار بوده است. بدین معنی که با افزایش تولید ناخالص داخلی، نابرابری در استان‌ها افزایش داشته است. این نتیجه منطبق با مطالعاتی همچون روبین و سگال (۲۰۱۵)^۱، نییمبانیرا (۲۰۱۷)^۲ و امبازیا (۲۰۱۷)^۳ است که نشان داده‌اند که رابطه مثبتی بین تولید ناخالص داخلی و نابرابری وجود دارد. می‌توان نتیجه حاصل را اینگونه تبیین نمود که کشور ایران در دوره مورد بررسی دارای رشد فقر زدا نبوده است و با افزایش رشد اقتصادی نابرابری نه تنها کاهش نیافته، بلکه افزایش یافته است.

با بررسی هر سه مدل مشاهده می‌گردد که افزایش مساعدت‌های اجتماعی، بیمه‌های اجتماعی پایه و بیمه‌های اجتماعی تکمیلی به‌طور معنی‌داری باعث کاهش نابرابری می‌گردد. با توجه به این نتیجه می‌توان ادعا کرد که نظام تأمین اجتماعی در هر سه لایه موفق عمل می‌کند. اما با مقایسه ضرایب سه مدل، می‌توان مشاهده نموده که اثر بیمه‌های اجتماعی پایه بر کاهش نابرابری بیشتر از لایه‌های دیگر است. رتبه دوم این اثرگذاری مربوط به بیمه‌های اجتماعی تکمیلی و در نهایت مساعدت‌های اجتماعی است. درواقع می‌توان گفت که بیمه‌های اجتماعی پایه بیشترین تأثیر و مساعدت‌های اجتماعی کمترین تأثیر را بر کاهش نابرابری دارند. این نتیجه نیز مطابق انتظار و سازگار با مطالعاتی همچون ژو و کلارک (۲۰۱۵)^۴، کاستنر و لوبتسکی (۲۰۱۶)^۵ طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۹) می‌باشد.

در رابطه با تفسیر ضرایب، می‌توان گفت که با توجه به لگاریتمی بودن مدل، پارامترهای تخمین زده شده، تخمینی از کشش متغیر درون‌زا نسبت به متغیر برون‌زا نیز می‌باشند (درخشان، ۱۳۸۷، ص ۲۵۳). بنابراین می‌توان ضرایب را این‌گونه تفسیر کرد که با تغییر یک درصدی متغیر درون‌زا، متغیر برون‌زا با درصدی برابر پارامتر تخمین‌زده شده تغییر می‌کند. بدین معنی که افزایش (کاهش) یک درصد بیمه اجتماعی پایه باعث کاهش (افزایش) ۰/۲۱ نابرابری می‌گردد. همچنین افزایش (کاهش) یک درصد بیمه تکمیلی باعث کاهش (افزایش) ۰/۰۹ درصد نابرابری می‌گردد. در رابطه با مساعدت‌های اجتماعی نیز مشاهده می‌گردد که افزایش (کاهش) یک درصد از این متغیر منجر به کاهش (افزایش) ۰/۰۲ نابرابری می‌شود. با توجه به نتایج مدل عدالت اقتصادی-اسلامی، مشاهده شد که تخصیص منابع بر بیمه‌های اجتماعی پایه، بیشتر از لایه‌های دیگر تأمین اجتماعی می‌تواند به کاهش نابرابری کمک کند. در این مطالعه همچنین این نتیجه حاصل شد که از بین دو لایه دیگر،

1. Rubin & Segal (2015)
2. Niyimbanira (2017)
3. Mbazia (2017)
4. Zhu & Clark (2015)
5. Kaestner & Lubotsky (2016)

بیمه‌های تکمیلی نیز بیشتر از مساعدت‌های اجتماعی به افزایش عدالت اقتصادی کمک می‌کنند. بنابراین، می‌توان مدل تأمین اجتماعی را براساس تأثیرگذاری لایه‌ها بر عدالت تغییر داد. بدین صورت که با توجه به اینکه بیمه‌های اجتماعی پایه بیشترین تأثیر را بر عدالت اقتصادی دارند، بهتر است تمرکز اصلی نظام تأمین اجتماعی بر این لایه به‌عنوان لایه زیرین و اساسی قرار گیرد. به‌علاوه از بین دو لایه دیگر، بیمه‌های اجتماعی تکمیلی که اثر بیشتری نسبت به مساعدت‌های اجتماعی بر عدالت دارند را می‌توان به‌عنوان لایه دوم و مساعدت‌های اجتماعی را به‌عنوان لایه سوم در نظر گرفت. بر این اساس مدل تأمین اجتماعی پیشنهادی براساس نتایج مدل عدالت، به‌صورت شکل (۲) می‌باشد.



شکل ۲: مدل نظام تأمین براساس تأثیر بر نابرابری
(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵ - ۲. سناریوسازی تکافل و اثرات توزیعی آن

با توجه به نتایج بخش قبل، مشاهده می‌شود که مهم‌ترین لایه نظام تأمین اجتماعی در راستای کاهش نابرابری اقتصادی - اسلامی بیمه‌های اجتماعی پایه می‌باشد. بنابراین بهتر است مسئولین و سیاست‌گذاران این سازمان بالاترین تمرکز خود را در این زمینه صرف نمایند. یکی از راه‌های گسترش این لایه اجرای طرح بیمه تکافل است. همان‌گونه که ذکر شده است، تکافل یک نظام بیمه اسلامی و مبتنی بر عقود شرعی است و براساس ضمانت مشترک اعضای یک گروه در برابر ضرر و زیان‌های احتمالی است. بنابراین با توجه به ریشه اسلامی این نوع بیمه می‌توان گفت که یکی از منابع اصلی تأمین مالی این نوع بیمه، مخارج مذهبی خانوارها به‌شمار می‌رود. بر این اساس مرحله نهایی مطالعه حاضر به شبیه‌سازی انتقال مخارج مذهبی خانوارها به بیمه تکافل به‌عنوان بخشی از بیمه‌های اجتماعی پایه و تأثیر آن بر عدالت اقتصادی - اسلامی می‌پردازد. مرحله اساسی این شبیه‌سازی، پیش‌بینی مقادیر بیمه‌های اجتماعی پایه و همچنین پیش‌بینی هزینه‌های مذهبی خانوارها است. برای این کار، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۵ ساله از سال ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۰ هر استان و با به‌کارگیری روش ARIMA بعد از بررسی مانایی سری‌های زمانی هر استان، به پیش‌بینی هریک از

این متغیرها پرداخته شده است. جدول (۶) پیش‌بینی‌های مبتنی بر روش ARIMA برای هریک از استان‌های ایران برای دو متغیر بیمه‌های اجتماعی و پایه و هزینه‌های مذهبی برای دو سال ۱۴۰۲ و ۱۴۰۳ را نشان می‌دهد. شایان گفتن است که آزمون مانایی این دو متغیر برای همه استان‌ها بررسی شده و در صورت وجود ریشه واحد از طریق تفاضل‌گیری یا لگاریتم‌گیری تبدیل به متغیرهای مانا شده و سپس تخمین ARIMA بر روی آن‌ها انجام گرفته است.

جدول ۶: پیش‌بینی بیمه تأمین اجتماعی پایه و هزینه‌های مذهبی (میلیون ریال)

استان	بیمه اجتماعی پایه سال ۱۴۰۲	بیمه اجتماعی پایه سال ۱۴۰۳	هزینه‌های مذهبی سال ۱۴۰۲	هزینه‌های مذهبی سال ۱۴۰۳
تهران	۱۹۷۰۰۰۰	۱۹۶۰۰۰۰	۱۶۳۶/۰۰۱	۱۵۹۰/۴۵۴
اصفهان	۱۸۳۰۰۰۰	۱۷۸۰۰۰۰	۱۹۸۴/۵۶۵	۱۹۷۳/۱۶۹
خراسان رضوی	۱۳۴۰۰۰۰	۱۳۲۰۰۰۰	۲۰۸۶/۶۹۸	۲۰۴۶/۷۰۲
مازندران	۲۸۰۰۰۰۰	۲۷۶۰۰۰۰	۱۸۰۴/۹۳۹	۱۷۷۲/۱۲۵
فارس	۱۳۲۰۰۰۰	۱۲۸۰۰۰۰	۱۰۱۹/۵۵	۹۹۲/۴۲۰۴
خوزستان	۱۲۶۰۰۰۰	۱۲۴۰۰۰۰	۸۲۴/۶۹۶	۷۸۷/۹۱۷۵
آذربایجان شرقی	۲۱۷۰۰۰۰	۲۱۳۰۰۰۰	۱۱۶۹/۱۲۸	۱۱۶۴/۵۴۲
گیلان	۲۰۵۰۰۰۰	۲۰۲۰۰۰۰	۱۰۱۹/۰۰۴	۹۹۸/۳۴۶۶
کرمان	۱۰۱۰۰۰۰	۹۷۹۲۰۶۴	۲۲۵/۳۶۳۵	۲۰۹/۸۴۰۴
آذربایجان غربی	۸۳۶۴۷۱۵	۸۱۱۶۱۴۵	۹۰۸/۲۹۹۳	۹۰۴/۱۹۵۷
کرمانشاه	۱۵۰۰۰۰۰	۱۴۹۰۰۰۰	۱۳۹۱/۴۴۹	۱۳۵۷/۶۲۲
یزد	۲۴۶۰۰۰۰	۲۴۲۰۰۰۰	۲۰۵۷/۳۵۴	۱۹۳۳/۶۷۸
گلستان	۲۳۰۰۰۰۰	۲۲۶۰۰۰۰	۱۰۶۶/۶۴۶	۱۰۳۲/۶۵
همدان	۱۱۶۰۰۰۰	۱۱۴۰۰۰۰	۵۹۲/۹۹۴۱	۵۲۹/۳۶۳۷
مرکزی	۱۲۱۰۰۰۰	۱۲۰۰۰۰۰	۳۳۴۹/۸۴۹	۳۲۹۸/۷۰۱
سمنان	۱۶۹۰۰۰۰	۱۶۷۰۰۰۰	۱۰۲۰/۷۶۴	۱۰۱۵/۶۷۶
لرستان	۱۲۰۰۰۰۰	۱۱۷۰۰۰۰	۳۶۹/۴۲۱۲	۳۲۰/۲۱۱۴
اردبیل	۱۵۳۰۰۰۰	۱۴۹۰۰۰۰	۹۴۹/۹۸	۹۳۲/۴۲۵۱
قزوین	۲۰۶۰۰۰۰	۲۰۴۰۰۰۰	۸۴۱/۱۸۷۴	۸۱۸/۸۹۰۹
هرمزگان	۱۹۰۰۰۰۰	۱۸۷۰۰۰۰	۵۳۳/۹۲۰۱	۵۲۹/۶۹۴۵
بوشهر	۳۱۰۰۰۰۰	۲۹۶۰۰۰۰	۲۵۷۷/۰۹۳	۲۴۶۰/۵۷۸

استان	بیمه اجتماعی پایه سال ۱۴۰۲	بیمه اجتماعی پایه سال ۱۴۰۳	هزینه‌های مذهبی سال ۱۴۰۲	هزینه‌های مذهبی سال ۱۴۰۳
کردستان	۱۳۵۰۰۰۰۰	۱۳۳۰۰۰۰۰	۶۵۵/۴۶۶۳	۶۳۳/۷۰۴۵
زنجان	۲۱۸۰۰۰۰۰	۲۱۴۰۰۰۰۰	۱۱۹۳/۲۶۲	۱۰۸۷/۹۴۵
قم	۱۵۲۰۰۰۰۰	۱۴۹۰۰۰۰۰	۱۵۰۰/۹۶۹	۱۴۴۷/۱۹۱
سیستان و بلوچستان	۱۱۸۰۰۰۰۰	۱۱۴۰۰۰۰۰	۳۵۰/۴۱۸۵	۳۵۰/۶۱۷۱
چهارمحال و بختیاری	۲۰۱۰۰۰۰۰	۱۹۷۰۰۰۰۰	۲۹۲/۰۲۴۲	۲۲۹/۶۴۶
ایلام	۱۵۲۰۰۰۰۰	۱۵۰۰۰۰۰۰	۶۲۱/۹۰۲۲	۶۲۰/۷۰۲
کهگیلویه و بویراحمد	۱۴۵۰۰۰۰۰	۱۴۱۰۰۰۰۰	۷۷۷/۴۵۶۴	۷۶۸/۷۱۸۹
خراسان شمالی	۱۸۹۰۰۰۰۰	۱۸۳۰۰۰۰۰	۱۲۹۵/۷۸	۱۲۷۹/۵۷۸
خراسان جنوبی	۱۳۴۰۰۰۰۰	۱۳۱۰۰۰۰۰	۹۱۶/۰۹۲۳	۹۰۳/۰۸۳۹
البرز	۲۵۱۰۰۰۰۰	۲۴۶۰۰۰۰۰	۱۱۴۲/۹۲۹	۱۱۱۲/۲۱۶

(منبع: یافته‌های تحقیق)

با فرض تحقق پیش‌بینی‌های مربوط به بیمه تأمین اجتماعی پایه و پیش‌بینی مخارج مذهبی خانوارها، در راستای شبیه‌سازی تکافل می‌توان این‌گونه فرض نمود که هزینه‌های مذهبی خانوارها به بیمه تکافل سرازیر می‌گردد. در این شرایط با توجه به مدل عدالت اقتصادی تخمین زده شده و بر این اساس که با افزایش یک درصد بیمه اجتماعی پایه، عدالت اقتصادی به میزان ۰/۲۱۵۱ بهبود می‌یابد، می‌توان انتظار داشت که شاخص عدالت اقتصادی-اسلامی با افزودن بیمه تکافل از منبع مخارج مذهبی، براساس جدول (۷) تغییر یابد. با توجه به این جدول پیش‌بینی می‌شود که تخصیص منابع حاصل از هزینه‌های مذهبی بر تکافل، منجر به کاهش نابرابری به میزان ۰/۳۱۲ الی ۵/۹۵۴ درصد در سال ۱۴۰۲ و ۰/۲۵۰ الی ۵/۹۱۲ درصد در سال ۱۴۰۳ گردد. شایان ذکر است که کمترین تغییر مربوط به استان چهارمحال و بختیاری و بیشترین تغییر مربوط به استان مرکزی می‌باشد.

با توجه به آنچه ذکر شد، مشاهده می‌گردد که اولاً بیمه‌های تأمین اجتماعی پایه بیشتر از لایه‌های دیگر تأمین اجتماعی منجر به بهبود عدالت می‌گردند و ثانیاً در صورتی که مخارج مذهبی خانوارها صرف تشکیل بیمه تکافل گردند، تأثیر بهینه‌ای بر عدالت اقتصادی - اسلامی استان‌ها مشاهده خواهد شد.

جدول ۷: تغییر عدالت اقتصادی براساس شبیه سازی بیمه تکافل

درصد تغییر نابرابری		درصد تغییر هزینه بیمه بعد از افزودن مخارج مذهبی به عنوان هزینه بیمه تکافل		استان
سال ۱۴۰۳	سال ۱۴۰۲	سال ۱۴۰۳	سال ۱۴۰۲	
-۱/۷۴۵	-۱/۷۸۶	۸/۱۱۴	۸/۳۰۴	تهران
-۲/۳۸۴	-۲/۳۳۲	۱۱/۰۸۵	۱۰/۸۴۴	اصفهان
-۳/۳۳۵	-۳/۳۴۹	۱۵/۵۰۵	۱۵/۵۷۲	خراسان رضوی
-۱/۳۸۱	-۱/۳۸۶	۶/۴۲۰	۶/۴۴۶	مازندران
-۱/۶۶۷	-۱/۶۶۱	۷/۷۵۳	۷/۷۲۳	فارس
-۱/۳۶۶	-۱/۴۰۷	۶/۳۵۴	۶/۵۴۵	خوزستان
-۱/۱۷۶	-۱/۱۵۸	۵/۴۶۷	۵/۳۸۷	آذربایجان شرقی
-۱/۰۶۳	-۱/۰۶۹	۴/۹۴۲	۴/۹۷۰	گیلان
-۰/۴۶۰	-۰/۴۷۹	۲/۱۴۲	۲/۲۳۱	کرمان
-۲/۳۹۶	-۲/۳۳۵	۱۱/۱۴۰	۱۰/۸۵۸	آذربایجان غربی
-۱/۹۵۹	-۱/۹۹۵	۹/۱۱۱	۹/۲۷۶	کرمانشاه
-۱/۷۱۸	-۱/۷۹۸	۷/۹۹۰	۸/۳۶۳	یزد
-۰/۹۸۲	-۰/۹۹۷	۴/۵۶۹	۴/۶۳۷	گلستان
-۰/۹۹۸	-۱/۰۹۹	۴/۶۴۳	۵/۱۱۲	همدان
-۵/۹۱۲	-۵/۹۵۴	۲۷/۴۸۹	۲۷/۶۸۴	مرکزی
-۱/۳۰۸	-۱/۲۹۹	۶/۰۸۱	۶/۰۴۰	سمنان
-۰/۵۸۸	-۰/۶۶۲	۲/۷۳۶	۳/۰۷۸	لرستان
-۱/۳۴۶	-۱/۳۳۵	۶/۲۵۷	۶/۲۰۹	اردبیل
-۰/۸۶۳	-۰/۸۷۸	۴/۰۱۴	۴/۰۸۳	قزوین
-۰/۶۰۹	-۰/۶۰۴	۲/۸۳۲	۲/۸۱۰	هرمزگان
-۱/۷۸۸	-۱/۷۸۸	۸/۳۱۲	۸/۳۱۳	بوشهر
-۱/۰۲۴	-۱/۰۴۴	۴/۷۶۴	۴/۸۵۵	کردستان
-۱/۰۹۳	-۱/۱۷۷	۵/۰۸۳	۵/۴۷۳	زنجان
-۲/۰۸۹	-۲/۱۲۴	۹/۷۱۲	۹/۸۷۴	قم
-۰/۶۶۱	-۰/۶۳۸	۳/۰۷۵	۲/۹۶۹	سیستان و بلوچستان
-۰/۲۵۰	-۰/۳۱۲	۱/۱۶۵	۱/۴۵۲	چهارمحال و بختیاری
-۰/۸۹۰	-۰/۸۸۰	۴/۱۳۸	۴/۰۹۱	ایلام
-۱/۱۷۲	-۱/۱۵۳	۵/۴۵۱	۵/۳۶۱	کهگیلویه و بویراحمد
-۱/۵۰۴	-۱/۴۷۴	۶/۹۹۲	۶/۸۵۵	خراسان شمالی
-۱/۴۸۲	-۱/۴۷۰	۶/۸۹۳	۶/۸۳۶	خراسان جنوبی
-۰/۹۷۲	-۰/۹۷۹	۴/۵۲۱	۴/۵۵۳	البرز

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۶. نتیجه گیری

یکی از دغدغه‌های اصلی برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران در برنامه‌های توسعه اقتصادی ارتقای عدالت و کاهش نابرابری اقتصادی است. از این‌رو، بررسی عوامل مؤثر بر عدالت اقتصادی و ارائه راهکارهایی برای کاهش نابرابری همواره مورد توجه ویژه اقتصاددانان و محققان بوده است. بر این اساس و با توجه به اهمیت رواج تکافل در صنعت بیمه اسلامی از یک‌سو و امکان ترویج بیمه تکافل از طریق متقاعد نمودن مردم برای هدایت هزینه‌های مذهبی به سمت تشکیل این نوع بیمه از سوی دیگر، هدف مطالعه حاضر بررسی نقش لایه‌های مختلف تأمین اجتماعی در عدالت اقتصادی - اسلامی استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۴۰۰ با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و همچنین پیش‌بینی تأثیر تکافل بر ارتقای عدالت اقتصادی - اسلامی از طریق سناریوسازی هدایت هزینه‌های مذهبی خانوارها به سمت بیمه تکافل بوده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهند که در هر سه مدل نابرابری دوره قبل رابطه مثبت و معنی‌داری با نابرابری اقتصادی دوره جاری دارد. نرخ تورم نیز در هر سه مدل رابطه منفی با نابرابری دارند. این رابطه منفی در دو مدل معنی‌دار است. براساس استدلال شاکری بستان‌آباد و جلیلی (۱۳۹۹)، رابطه منفی بین نرخ تورم و نابرابری ممکن است به علت این واقعیت باشد که تورم کالاهای لوکس نسبت به تورم کالاهای ضروری بیشتر است. علاوه بر این، در هر سه مدل یک رابطه مثبت بین تولید ناخالص داخلی و نابرابری مشاهده می‌گردد و این رابطه در دو مدل معنی‌دار بوده است. این نتیجه نیز با مطالعاتی از قبیل روبین و سگال (۲۰۱۵)، نیمبانی‌را (۲۰۱۷) و امبازیا (۲۰۱۷) سازگار است. بنابراین می‌توان گفت که رشد اقتصادی در کشور از نوع فقرزدا نبوده و نه تنها باعث بهبود عدالت نشده، بلکه منجر به افزایش نابرابری نیز شده است. نتایج مدل‌های عدالت اقتصادی - اسلامی همچنین حاکی از آن است که هر سه لایه مساعدت‌های اجتماعی، بیمه‌های اجتماعی پایه و بیمه‌های اجتماعی تکمیلی به‌طور معنی‌داری باعث کاهش نابرابری می‌شود و بنابراین در دوره مورد بررسی، نظام تأمین اجتماعی در هر سه لایه برای کاهش ناعدالتی، موفق عمل کرده است. این نتیجه نیز منطبق بر نتایج ژو و کلارک (۲۰۱۵)، کاستنر و لوبتسکی (۲۰۱۶) و طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۹) است. اما با توجه به ضرایب برآوردها، بیمه‌های اجتماعی پایه با ضریب $-0/2151$ بیشترین تأثیر و مساعدت‌های اجتماعی با ضریب $-0/0187$ کمترین تأثیر را بر کاهش نابرابری دارند. علاوه بر این، با توجه به نتایج به‌دست آمده، می‌توان گفت که نظام تأمین اجتماعی می‌تواند از طریق هدایت بخشی از مخارج مذهبی خانوارها به سوی بیمه تکافل که یک بیمه اسلامی و از نوع بیمه اجتماعی پایه می‌باشد، بیشترین تأثیر را بر تأمین عدالت داشته باشد. بر این اساس مرحله نهایی مطالعه حاضر به سناریوسازی انتقال مخارج مذهبی خانوارها به بیمه تکافل به‌عنوان بخشی از بیمه‌های اجتماعی پایه و تأثیر آن بر عدالت اقتصادی - اسلامی تخصیص یافته است. با توجه به تخمین مدل ARIMA برای مخارج مذهبی خانوارهای تک تک استان‌ها با استفاده از داده‌های ۱۳۷۶ تا ۱۴۰۰ و پیش‌بینی آن برای دو سال ۱۴۰۲ و ۱۴۰۳ و سپس بررسی تأثیر آن بر شاخص عدالت براساس مدل عدالت اقتصادی - اسلامی می‌توان انتظار داشت که

شاخص ناعدالتی اقتصادی - اسلامی با افزودن بیمه تکافل از منبع مخارج مذهبی، در استان‌های مختلف در سال‌های ۱۴۰۲ و ۱۴۰۳ به ترتیب به میزان حداقل ۰,۳۱ و ۰,۲۵ (چهار محال و بختیاری) و حداکثر ۵,۹۵ و ۵,۹۱ (مرکزی) بهبود یابد.

با توجه به یافته‌های پژوهش به سیاست‌گذاران حوزه تأمین اجتماعی و عدالت اقتصادی پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

- سرمایه‌گذاری در هر سه لایه تأمین اجتماعی می‌تواند منجر به کاهش ناعدالتی گردد. بنابراین بهتر است هیچ‌یک از عناصر بیمه پایه، بیمه تکمیلی و مساعدت‌های اجتماعی در سیاست‌گذاری‌ها نادیده گرفته نشود؛
- با توجه به تأثیر بیشتر بیمه پایه بر عدالت، بهتر است بیمه پایه به‌عنوان لایه اساسی در نظر گرفته شود و تمرکز بر این لایه قرار گیرد تا از این طریق نتایج کاراتری در رابطه با کاهش ناعدالتی اقتصادی حاصل شود؛
- مدیران و سیاست‌گذاران می‌توانند بر بیمه تکافل اسلامی به‌عنوان یکی از انواع بیمه‌های پایه تمرکز نموده و از طریق هدایت مخارج مذهبی خانوارها به این سمت منجر به گسترش این نوع بیمه گردند و از این طریق علاوه بر کسب سایر اهداف، به تأمین عدالت اقتصادی - اسلامی نیز کمک کنند؛
- پیشنهاد می‌شود که برنامه‌های دولت براساس سیاست رشد اقتصادی فقرزدا، یعنی همراه نمودن رشد اقتصادی با توزیع عادلانه رفاه حاصل از رشد استوار باشد. این پیشنهاد، با رشد اقتصادی توأم با توزیع عادلانه رفاه حاصل از رشد که از اهداف اصلی اقتصاد اسلامی است، مطابقت دارد؛
- پیشنهاد می‌گردد مسئولین مذهبی و فرهنگی و دارندگان تریبون‌ها، در ارتباط با تکافل و مسئولیت اجتماعی آحاد مردم تبیین و روشنگری لازم را ایجاد نمایند؛
- دولت در بسترسازی و هدایت مردم برای ایفای نقش مسئولیت اجتماعی‌شان دارای مسئولیت می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌شود که دولت و برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران دولتی اقدامات لازم را به عمل بیاورند. در این رابطه تقویت و توسعه ستاد زکات و برقراری ارتباط آن با سازمان تأمین اجتماعی می‌تواند مؤثر باشد.

References

The Quran

- Abou Nouri, E. (1997). The Effect of Macroeconomic Indicators on Income Distribution in Iran. *Economic Research*, 51, 1-31. [In Persian]
- Ahmadi, A. M. & Mehregan, N. (2005). Variations of Income Distribution and The Economic Adjustment in Iranian Economy. *Economic Research*, 70, 209-232. [In Persian]
- Aminrashti, N. & Ghorbani Valikchali, A. (2013). The Social Security System of the Human Development in Iran. *Financial Economics*, 7(23), 81-110. [In Persian]
- Amornthum, S. (2004). Income Inequality, Inflation and Nonlinearity: The Case of Asian Economies. University of Hawaii, Economic Research Organization Lecture note, 601.
- Arellano, M., and Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58 (2), 277-297.
- Arena, M. (2008). Does Insurance Market Activity Promote Economic Growth? A Cross-Country Study for Industrialized and Developing Countries. *Journal of Risk and Insurance*, 75 (4), 921-946.
- Asongu, S. A., & Odhiambo, N. M. (2020). Insurance and Inequality in Sub-Saharan Africa: Policy Thresholds. African Governance and Development Institute, Forthcoming: *International Social Science Journal*, WP/20/005.
- Bonfiglioli, A. (2012). Investor protection and income inequality: Risk sharing vs risk taking. *Journal of Development Economics*, 99, 92-104.
- Brzezinski, M. & Salach, K. (2022). Determinants of inequality in transition countries. *IZA World of Labor*, 496. doi: 10.15185/izawol.496.
- Bucevska, V. (2019) Determinants of Income Inequality in EU Candidate Countries: A Panel Analysis. *Economic Themes*, 57 (4), 397-413.
- Checchi, D. & García-Peñalosa, C. (2004). Risk and the Distribution of Human Capital. *Economic Letter*, 82, 53-61.
- Derakhshan, M. (2008). Econometrics, Volume 1: Single Equations with Classical Assumptions (Part 1). Publisher: SAMT, Third Print. [In Persian]
- Galli, R. & Van der Hoeven, R. (2001). Is Inflation Bad for Income Inequality: The Importance of the Initial Rate of Inflation. *Employment Paper*, 29.
- Ghaffari, A. A., Asgari, A., & Abedian, S. H. (2019). Place of Justice in Cultural-Social Development with Emphasis on Positive Law. *Socio-Cultural Development Studies*, 8 (3), 195-214. [In Persian]
- Ghasemi Dehaghi, M., Karimi Moughari, Z., & Elmi, Z. (2023). The Impact of Economic-Political Factors on Inequality in the First (1989-1993) and Second (1995-1999) Development Plans. *Economic Research and Policies*, 31 (106), 287-312. [In persian]
- Ghoreishi, F., & Mohammadi, M. H. (2022). Factors Influencing and Reproducing Income Inequality: A Case Study of India. *Polotics Quarterly*, 52 (2), 483-503. [In persian]

- Hamzehpour, M., Mohammadi, R., & Sherafati, M. (2013). Convergence of Governing Institutions in Line with Social Takaful with Islamic Approach. The International Congress on Islamic Humanities, Specialized Islamic Management Commission. [In persian]
- Jamshidi, N., & Toghyani Dolatabadi, M. (2019). Advantage of Takaful on Insurance from the Perspective of Economic Justice. *Islamic Economics and Banking*, 8 (26), 25-50. [In persian]
- Kaestner, R., & Lubotsky, D. (2016). Health Insurance and Income Inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 30 (2), 53-78.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28.
- Mbazia, N. (2017). Inequality and Growth in Tunesia: Empirical Evidence on the Role of Macroeconomic Factors. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields*, 8 (16), 153-160.
- Mirzayi, A., Hasani, M., & Nouraldini, S. S. (2014). The Effect of Important Insurance Indicators on Economic Growth in OPEC Member Countries Using a Dynamic Panel Model Using GMM Method. *Journal of Insurance Research*, 29 (1), 1-22. [In persian]
- Mirzayi, A., & Mirzayi, Z. (2015). The Nature of the Right to Social Security in Islam. *Islamic Human Rights Studies*, 8, 95-116. [In persian]
- Motameni, M. (2015). Private Insurance and Income Inequality in Iran. *Asian Economic and Financial Review*, 5 (3), 418-425.
- Mousavi Jahromi, Y., Khodadad Kashi, F., and Ahmadi, A. M. (2014). Evaluation of the Factors Affecting Income Inequality. *Iranian Journal of Economic Research*, 61, 117-147. [In persian]
- Naghdi, A., Mehregan, M., & Mali Amiri, M. (2021). The Role of Insurance in Reducing Social Inequality. *Insurance Research Center*, 87. [In persian]
- Niyimbanira, F. (2017). Analysis of the Impact of Economic Growth on Income Inequality and Poverty in South Africa: The case of Mpumalanga Province. *International Journal of Economic and Financial Issues*, 7 (4), 254-261.
- Panahi, H., & Nasibparast, S. (2015). Factors Affecting Income Distribution in Iran's Provinces with an Emphasis on Qarz al-Hasaneh: A Bayesian Econometric Approach. *Ma'rifat-e Eghtesad-e Islami*. 2 (12), 23-42. [In persian]
- Pham-Dao, L. (2016). Public Insurance and Wealth Inequality - A Euro Area Analysis. Demographischer Wandel - Session: Inequality in Germany and Europe, No. A06-V3, ZBW - Deutsche Zentralbibliothek für Wirtschaftswissenschaften, Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft, Kiel und Hamburg.
- Rasouli, H., Abbaschian, A., Hamidi, G., and Khalji, S. (2019). An overview of the basics of takaful insurance. *Economic Journal*, 19 (3-4), 125-153. [In persian]
- Romer, C. D., and Romer, D. H. (1998). Monetary Policy and the Well-Being of the Poor. NBER Working Paper 6793, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.

- Rubin, A., & Segal, D. (2015). The Effect of Economic Growth on Income Inequality in the US. *Journal of Macroeconomics*, 45 (1), 258-273.
- Sadri H. (2012). Economic Justice Criteria: The Just and Efficient Extraction and Usage of Exhaustible Resources. *Islamic Economics and Banking*, 1 (1), 129-145. [In persian]
- Shakeri, A., Jahangard, E., & Aghlami, S. (2013). The Nonlinear Effect of Inflation on Income Inequality in Iran. *The Economic Research*, 13 (4), 27-53. [In persian]
- Shakeri, A., Momeni, F., Khadem Alizadeh, A., & Makhzan Mousavi, S. H. (2019). Assessing the Synthesized Index of Economic Justice with an Islamic Approach in Iran (1995-2018). *Journal of Iran's Economic Essays: An Islamic Approach*, 16 (31), 9-40. [In persian]
- Shakeri, A., Momeni, F., Khadem Alizadeh, A., & Makhzan Mousavi, S. H. (2019). An Introduction to Combined Index of Economic Justice: An Islamic Approach. *Journal of Islamic Economics*, 74 (19), 5-33. [In persian]
- Shakeri Bostanabad, R., & Jalili, Z. (2020). Factors Affecting Provincial Income Distribution Inequality in Iran: Using a Fractional Panel Probit Model. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 20 (4), 205-228. [In persian]
- Shao, L. F. (2021). Robust Determinants of Income Distribution Across and Within Countries. *PLoS ONE*, 16 (7): e0253291. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0253291>.
- Sharif al-Razi, M. (1414 Gh). Nahj al-Balagha. Translation: Ansariyan, H., Publisher: Payame Azadi, Second Print, Tehran. [In persian]
- Tehranchian, A. M., Zaroki, S., & Imani, N. (2019). An Empirical Test of the Impact of Insurance on Income Inequality in Iran. *Planning and Budgeting*, 24 (3), 35-60. [In persian]
- Zhu, L., & Clark, J. H. (2015). Inequality in Health Care Persists at the State Level, Especially in Real State with Diverse Populations. *USApp-American Politics and Policy Blog*, 15 (2), 239-262.
- Zobeiri, H., Motamani, M., & Osia, S. S. (2021). Insurance, Inequality and Sustainable Development; The Effect of Commercial Insurance on Income Inequality in Selected Developing and Developed Countries. *Journal of Iranian Economic Development Analyses*, 8 (1), 1-16. [In persian]

Social Security System Layers and Islamic Economic Justice with Special Emphasis on Takaful

Hamidreza Naeb Khosroshahi¹
Mohammadreza Nahidi Amirkhiz²
Mohammad Ali Motafakker Azad³
Seyyed Ali Paytakhti Oskouyi⁴

Received: 2023/10/17

Accepted: 2023/11/04

Introduction

Economic development is one of the main goals of all countries, and most scientists believe that development is only accessible if there is equality. For this reason, despite the differences and contradictions in schools and societies, the issue of inequality and especially economic inequality has been always a vital concern of economists and policymakers all over the world. Meanwhile, since justice is one of the fundamental goals of Islam, Islamic economists have a more scrutinizing and much clear vision of equality. Apart from the importance of economic equality in Islam, it has a crucial role in social security systems and equality concepts as well. Takaful insurance, is a widely used Islamic model in insurance risk coverage which has fundamental differences with conventional insurance mechanisms. Takaful is cooperative, not profit oriented, and fully alligned and complied with Islamic rules and regulations. This study is aiming at investigating the effect of various layers of social security system on Islamic-economic equality in the Iranian provinces during 2008-2021. GMM prediction model is applied for predicting the effect of Takaful on inequality and directing household religious expenses towards Takaful insurance.

Methodology

According to previous theoretical and experimental literature, economic inequality can be affected by inequality in previous years. Therefore, in this study a dynamic econometric method is used to include the lagged dependant variable as one of the explanatory variables. In general, if a variable depends on variables of previous periods, among other independent ones, it is better to use a dynamic

-
1. Ph.D. Candidate in Economics, Faculty of Management and Economics, Azad University of Tabriz, Tabriz, Iran. (Corresponding Author) Email: hr.khosroshahy@yahoo.com
 2. Assistant Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Azad University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: nahidi@iaut.ac.ir
 3. Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran. Email: m.motafakker@gmail.com
 4. Associate Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Azad University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: oskooe@yahoo.com

panel data model. Generalized method of moments is one of the common and widely used dynamic approaches. The reason for the popularity of this method is that it is very flexible and requires only some weak assumptions. Therefore, Generalized Method of Moments (GMM) greatly solves the problems of static panel data methods related to autocorrelation, variance heterogeneity, and skewness. The reason for using this method is that, firstly, there is a possibility that the current dependent variable is affected by the lagged variables, and secondly, since one of the ways to control the endogeneity of variables is to use instrumental variable and due to the fact that it is very difficult to find such an instrument, it is possible to use lagged variables as appropriate instruments applying GMM estimator.

Findings

The results of this research indicate that the inequality of the previous period has a positive and significant relationship with current economic inequality in all three models. This means that high inequality in the previous period causes high inequality in the current period. Moreover, consistent with some studies, GDP has a positive and significant relationship with economic inequality. It means that an increase in GDP is associated with increased inequality. This result indicates that in Iran, there is no antipoverty growth. Inflation rate has also a negative relationship with inequality in all models, and this relationship is significant in two models. Following some previous studies, this result can be interpreted as the negative relationship can be caused by the fact that the inflation of luxury goods is higher than the inflation of essential goods and therefore, increased inflation is more detrimental to the rich. In addition, all three layers of social assistance, basic social insurance, and supplementary social insurance significantly reduce inequality. Meanwhile, basic social insurance has the greatest effect, and social assistance has the least effect on reducing inequality. In addition, based on the results, it can be stated that by directing household religious expenses towards Takaful insurance, which is an Islamic insurance and a type of basic social insurance, it is possible to reduce Islamic-Economic inequality in 2023 and 2024. The amounts of the decreases are predicted to be a minimum of 0.31 and 0.25 (Chahar Mahal and Bakhtiari) and a maximum of 5.95 and 5.91 (Markazi).

Discussion and Conclusion

According to the results, investing in all three layers of social security can lead to a reduction in inequality. Therefore, it is suggested not to ignore any layer in policymaking. Due to the greater impact of basic insurance on equality, it is thought to consider it as the basic layer of social security and focus on this layer to reduce inequality more. Managers and policymakers can also focus on Takaful as one of the basic types of insurance and help to provide Islamic-Economic

equality by directing household religious expenses towards Takaful. Moreover, it is suggested that the governmental plans should be based on combining economic growth with improved welfare and income distribution which is one of the main goals of the Islamic economy. It is also suggested that the religious and cultural officials should create the necessary explanation and enlightenment related to Takaful and social responsibility of people. The government responsibility in creating a foundation and guiding people to fulfill their social responsibility by strengthening and developing Zakat headquarters and communicating with social security organization should not be underestimated.

Keywords: Economic Inequality, Generalized Method of Moments, Iran Economy, Social Security, Takaful

JEL Classification: C23, D63, H55

بررسی رابطه بیکاری با جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران: رهیافت اقتصادسنجی فضایی

الهام نوبهار^۱سید کمال صادقی^۲هادی خیراللهی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۶/۴

چکیده

جرم پدیده‌ای چندوجهی است که همواره مورد توجه اقتصاددانان، جامعه‌شناسان، حقوق‌دانان و روان‌شناسان قرار گرفته است. از آنجایی که وقوع هر پدیده متأثر از عوامل مختلفی است، وقوع جرم نیز به‌عنوان پدیده‌ای نامطلوب از این قاعده مستثنی نیست. عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی بر جرم و جنایت در جامعه تأثیرگذارند. در این میان یکی از مهم‌ترین عوامل اقتصادی مؤثر بر جرم، بیکاری است. در این راستا هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی رابطه بیکاری با جرم و شناسایی عوامل مؤثر بر جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران است. به این منظور با استفاده از داده‌های ۴۲۹ شهرستان ایران طی سال ۱۳۹۵ و با به‌کارگیری روش علیت فضایی رابطه بین دو متغیر بیکاری و شاخص جرم بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون علیت فضایی بیانگر وجود رابطه علیت دوطرفه بین شاخص جرم و نرخ بیکاری است. به عبارت دیگر در دوره مورد بررسی جرم علت بیکاری بوده است و بیکاری نیز منجر به بروز و افزایش جرم شده است. در ادامه مدل جرم با لحاظ متغیر بیکاری و چندین متغیر کنترل با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی مورد برآورد قرار گرفت. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان‌دهنده وجود اثرات سرریز فضایی است. به عبارت دیگر تغییر میزان جرم و جنایت در یک شهرستان دارای اثرات سرریز بر شهرستان‌های مجاور است. همچنین نتایج نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار متغیر بیکاری با جرم است. مطابق نتایج تحقیق، متغیرهای نرخ بیکاری، شاخص صنعتی‌شدن، نرخ شهرنشینی و نسبت طلاق به ازدواج مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران هستند.

واژگان کلیدی: اقتصاد شهری، جرم و جنایت، بیکاری، اقتصادسنجی فضایی، ایران

طبقه‌بندی JEL: R23, E24, C21

۱. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)

enobahar@tabrizu.ac.ir

۲. استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. sadeghiseyedkamel@gmail.com

۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

hadykhyrallhy@gmail.com

۱. مقدمه

از مؤلفه‌های بسیار مهم برای رشد و توسعه اقتصادی و تأمین رفاه جامعه، امنیت است. امنیت خود بخشی از رفاه است که رکن حیاتی برای رشد اقتصادی به‌شمار می‌آید. اما عاملی که می‌تواند این امنیت را به خطر بیندازد، مسئله جرم و جنایت است. افزایش پدیده جرم در شهرها نه تنها موجب ایجاد هرج و مرج، ناامنی و آشفتگی زندگی شهروندان شده است، بلکه باعث شده بخش‌های عمومی جامعه زمان، نیرو و هزینه‌ای کلان را صرف کشف جرائم، رسیدگی‌های قضایی و دستگیری و نگهداری مجرمین نموده و موجب افزایش هزینه‌های انتظامی، امنیتی و خصوصی‌سازی شود که در نهایت نتیجه آن کاهش رفاه اجتماعی است. در این راستا بسیاری از صاحب‌نظران و پیشگامان اقتصادی لازمه دستیابی به توسعه اقتصادی را ارتقای سطح امنیت و کاهش جرم و جنایت در جامعه می‌دانند. بررسی رابطه ابعاد گوناگون توسعه و جرم از چند جهت ضروری است: اول آنکه بنا به تعریف توسعه، عمل در چهارچوب قانون، تضمین‌کننده موفقیت در پیمودن مسیر توسعه است، دوم آنکه، تحقق امنیت، عدالت، آزادی و کرامت انسانی که در سند چشم‌انداز توسعه کشور ایران به‌عنوان اهداف اصلی آمده است درگروی عمل به قانون می‌باشد و عبور از قانون (جرم) مانع تحقق توسعه‌یافتگی است و سوم آنکه جرم مانع توسعه و خنثی‌کننده آثار مثبت ایجادشده از توسعه است.

از جنبه‌های مختلفی می‌توان به بررسی مسئله جرم و جنایت پرداخت که بدون شک یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های مؤثر، اقتصاد است. از منظر اقتصادی در شرایطی که کشورها دارای مشکلات اقتصادی باشند، افزایش وقوع جرم و جنایت اجتناب‌ناپذیر خواهد بود. جرم و جنایت به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند کیفیت زندگی و رفاه افراد را کاهش دهد. سفر را محدود می‌کند، دسترسی به فرصت‌های شغلی و آموزشی بالقوه را مانع می‌شود و همچنین از انباشت دارایی‌ها جلوگیری کند (حبیب الله و بهارم، ۲۰۰۹). همچنین نرخ بالای جرم و جنایت می‌تواند کسب و کار و فعالیت‌های اقتصادی را با مشکل مواجه سازد، سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی را تضعیف کند و بر بسیاری از بخش‌های اقتصادی از جمله گردشگری آسیب‌های جبران‌ناپذیری را وارد سازد (مرتون، ۱۹۶۸).

با توجه به مطالب عنوان‌شده شناخت عوامل مؤثر بر وقوع جرم در جامعه از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. شناسایی این عوامل می‌تواند در درک صحیح و سیاست‌گذاری مناسب در جهت کنترل و کاهش جرم و جنایت کمک شایانی نماید. براساس نظریات مطرح در اقتصاد جرم، عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی بر جرم و جنایت در جامعه تأثیرگذارند. در این میان یکی از مهم‌ترین عوامل اقتصادی مؤثر بر جرم، بیکاری است. در این راستا و با توجه به اهمیت موضوع جرم و جنایت در ایران، در این مطالعه به بررسی رابطه بیکاری با جرم و شناسایی عوامل مؤثر بر جرم و جنایت در ۴۲۹ شهرستان ایران در سال ۱۳۹۵ پرداخته می‌شود. در مطالعه حاضر جهت بررسی دقیق‌تر موضوع، از دو رویکرد علیت فضایی و اقتصادسنجی فضایی جهت بررسی رابطه بین متغیرها استفاده می‌شود.

مطالعه حاضر مشتمل بر ۶ بخش شامل مقدمه، مبانی نظری، پیشینه تحقیق، روش‌شناسی تحقیق، تخمین مدل و تفسیر نتایج بوده و در پایان نیز با توجه به مطالب عنوان‌شده، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

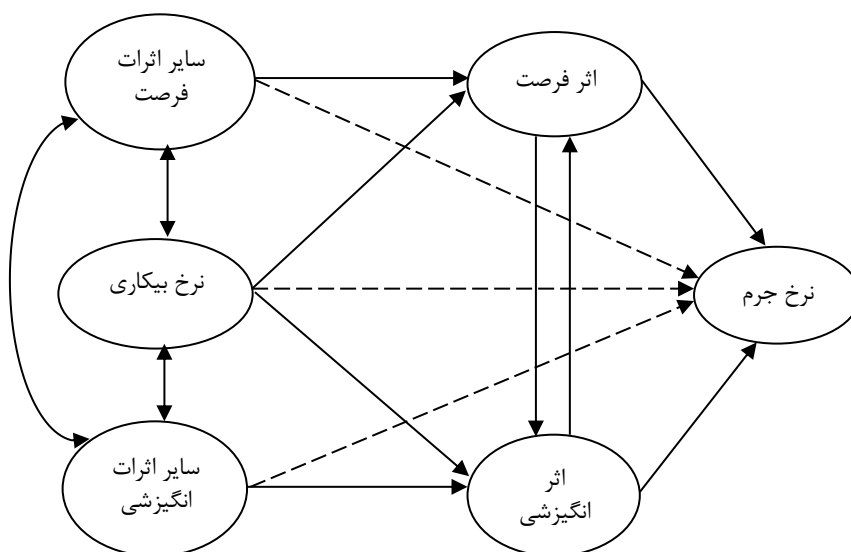
۲. مبانی نظری

نخستین اقتصاددانی که به بررسی اقتصادی موضوع جرم و جنایت پرداخت، فلشر (۱۹۶۳) بود. او در بررسی‌های خود به اهمیت رابطه بین جرم و شرایط بازار کار از دیدگاه سیاست عمومی پرداخت. او در مطالعات خود به بررسی نقش شاخص‌های بازار کار همچون بیکاری، نرخ دستمزد و نحوه توزیع آن در بروز جرم و جنایت پرداخت (فلشر، ۱۹۶۳). فلشر همچنین در سال ۱۹۶۶ به بررسی نقش درآمد در تصمیم‌گیری برای انجام عمل مجرمانه پرداخت. او بیان کرد که دلیل گرایش بیشتر افراد کم‌درآمد به ارتکاب جرم، بالا بودن هزینه نسبی اختصاص زمان به فعالیت‌های قانونی برای این افراد است. همچنین هزینه احتمالی ناشی از دستگیری نیز برای این افراد به‌طور نسبی کمتر است. اگرچه فلیشر نخستین کسی بود که به بررسی اقتصادی مسئله جرم پرداخت، این گری بکر^۱ بود که در سال ۱۹۶۸ تحلیل‌های اقتصادی رفتارهای مجرمانه را بنا نهاد. بکر به‌عنوان پیشگام نظریه‌پردازی در حوزه جرم از منظر اقتصادی شناخته می‌شود. مدل بکر که به مدل اقتصاد جرم (CEM) شهرت یافته است بر مبنای رفتار انسان عقلایی بنا نهاده شده است. درواقع منطق پشت امکان وجود ارتباط میان جرم و جنایت و شاخص‌های اقتصاد کلان مانند تورم، بیکاری، تولید ناخالص داخلی و نابرابری دستمزدها به کار بکر (۱۹۶۸) بازمی‌گردد. بکر معتقد بود که جرم یک صنعت اقتصادی یا یک فعالیت اقتصادی مهم است. او در مقاله خود بیان کرد که یک فرد در صورتی مرتکب جرم می‌شود که مطلوبیت انتظاری‌اش از ارتکاب آن جرم از مطلوبیتی که می‌تواند با اختصاص زمان و منابعش به کارهای دیگر به‌دست آورد بیشتر باشد (بکر، ۱۹۶۸).

ارلیچ^۲ (۱۹۷۳) با اضافه کردن درآمد و چگونگی توزیع آن به مدل گری بکر، تحلیل‌های اقتصادی جرم و جنایت را گسترش داد. او بیان کرد که عایدی هر جرم به درآمد قربانیان بالقوه آن بستگی دارد. ارلیچ اینگونه فرض کرد که می‌توان میانگین شرایط و فرصت‌های قانونی قابل‌دسترس برای مجرمان بالقوه را با استفاده از میانگین درآمد افرادی که سطح درآمدی آن‌ها کمتر از میانه درآمدی کل جامعه است، تقریب زد. در این صورت، نابرابری درآمد می‌تواند معیاری برای نشان دادن تفاوت‌های پرداختی به فعالیت‌های قانونی و غیرقانونی باشد. ارلیچ همچنین نرخ بیکاری را به‌عنوان شاخص عدم وجود فرصت‌های درآمدی در بازار کار قانونی معرفی کرد. بنابراین طبق نظر ارلیچ هنگامی که نرخ بیکاری افزایش می‌یابد، امکان دستیابی افراد به فرصت‌های درآمدی قانونی کاهش پیدا کرده و بنابراین افراد به‌سوی انجام فعالیت‌های مجرمانه ترغیب می‌شوند.

-
1. Fleisher (1963)
 2. Gary Becker (1968)
 3. Ehrlich (1973)

کانتور و لند^۱ (۱۹۸۵) رابطه بین دو متغیر بیکاری و جرم را تحت عنوان فرضیه بیکاری - جرم (U-C) ارائه کردند. این فرضیه در قالب دو نظریه «اثر مثبت انگیزشی» و «اثر منفی فرصت» مطرح شده است. در اثر انگیزشی، بیکاری به عنوان نماینده نبود فرصت‌های درآمدی قانونی در نظر گرفته می‌شود و در این صورت با افزایش بیکاری، بازدهی انتظاری فعالیت قانونی کمتر می‌شود. همچنین فرد بیکار قادر به فراهم کردن نیازهای اساسی خود و حفظ استاندارد زندگی خود نخواهد بود و در نتیجه بیکاری به صورت اثر تکانه‌ای احتمال بروز جرم و انگیزه فرد برای انجام عمل مجرمانه را افزایش می‌دهد. اما در مقابل و در اثر فرصت که تحت عنوان اثر منفی فرصت مجرمانه نیز شناخته می‌شود فرض بر این است که بیکاری به عنوان عامل پیشگیری از وقوع جرم عمل می‌کند. براساس این نظریه، بیکاری باعث کاهش هزینه‌های فعالیت‌های فراغت و پرهزینه و همچنین افزایش زمان تخصیص یافته در خانه می‌شود که این عوامل در مجموع موجب کاهش فرصت عمل مجرمانه و به تبع آن کاهش جرم و جنایت می‌شوند. نحوه اثرگذاری متغیر بیکاری بر جرم در شکل شماره (۱) نمایش داده شده است.



شکل ۱: نمودار مسیر روابط ساختاری و اثرات فرم تقلیل یافته بیکاری بر جرم

(منبع: کانتور و لند (۱۹۸۵))

در شکل (۱) خط کامل نشان‌دهنده روابط ساختاری و خط چین نشان‌دهنده روابط فرم تقلیل یافته است. با استفاده از مدل ساختاری ارائه شده در شکل (۱) می‌توان روابط ضعیف و در مواردی ناسازگار بین بیکاری و جرم را که در مطالعات تجربی مختلف به دست آمده است توضیح داد.

۲ - ۱. چهارچوب نظری مدل جرم

بکر (۱۹۶۸) با این فرض که افراد عقلایی رفتار می‌کنند، تابع مطلوبیت انتظاری یک فرد مجرم را به صورت زیر ارائه کرد.

$$EU_i = p_i U_i(y_i - f_i) + (1 - p_i) U_i(y_i) \quad (۱)$$

که در آن، U_i مطلوبیت کل، y_i درآمد پولی ناشی از جرم، f_i مقدار پولی مجازات و p_i احتمال دستگیری می‌باشند. با حداکثر سازی مطلوبیت انتظاری نسبت به احتمال دستگیری و میزان مجازات، رابطه ۲ به دست می‌آید.

$$\frac{\partial EU_i}{\partial p_i} = U_i(y_i - f_i) - U_i(y_i) < 0 \quad (۲)$$

$$\frac{\partial EU_i}{\partial f_i} = -p_i U_i(y_i - f_i) < 0$$

بنابراین تا زمانی که مطلوبیت انتظاری ناشی از جرم مثبت باشد، انگیزه افراد برای ارتکاب جرم وجود دارد اما انگیزه ارتکاب جرم با افزایش احتمال دستگیری و میزان و شدت مجازات کاهش می‌یابد.

همچنین بکر براساس تحلیل فوق، مدل جرم را به صورت زیر ارائه کرد.

$$Q_i = Q_i(P_i, F_i, X_i) \quad (۳)$$

که در رابطه فوق، Q_i تعداد جرائمی است که فرد i در یک دوره مرتکب می‌شود. X_i نیز نشان‌دهنده سایر عوامل مؤثر بر ارتکاب جرم است (بکر، ۱۹۶۸: ۱۰-۵).

در ادامه ارلیچ (۱۹۷۳) با اضافه کردن درآمد و با تعریف نرخ بیکاری به عنوان شاخص عدم وجود فرصت‌های درآمد قانونی، مدل بکر را گسترش داد. رابطه ۴ مدل ارائه شده توسط ارلیچ را نشان می‌دهد.

$$Q_i = \Psi(P_i, F_i, Y_i, Y_l, U_l, \Pi_i) \quad (۴)$$

که در آن Y_i درآمد پولی ناشی از فعالیت‌های غیرقانونی، Y_l درآمد ناشی از فعالیت‌های قانونی، F_i مقدار پولی مجازات، p_i احتمال دستگیری، U_l نرخ بیکاری در فعالیت‌های قانونی و Π_i نشان‌دهنده سایر عوامل قابل اندازه‌گیری و غیرقابل اندازه‌گیری مؤثر بر جرم است. ارلیچ همچنین تصریح اقتصادسنجی مدل جرم را به صورت رابطه ۵ ارائه کرد (ارلیچ، ۱۹۷۳: ۵۳۸-۵۳۷).

$$\left(\frac{Q}{N}\right)_i = AP_i^{\beta_1} F_i^{\beta_2} Y_i^{\beta_3} Y_l^{\beta_4} U_l^{\beta_5} V \exp(\varepsilon) \quad (۵)$$

که در آن V نشان‌دهنده سایر متغیرهای محیطی مؤثر بر جرم و ε نشان‌دهنده جزء اخلاط مدل است. با لگاریتم‌گیری از رابطه ۵، رابطه زیر به دست می‌آید که در بسیاری از مطالعات مبنای برآورد مدل جرم قرار گرفته است.

$$\ln\left(\frac{Q}{N}\right)_i = \alpha + \beta_1 \ln(P_i) + \beta_2 \ln(F_i) + \beta_3 \ln(Y_i) + \beta_4 \ln(Y_l) + \beta_5 \ln(U_l) + \gamma \ln(V) + \varepsilon_i \quad (۶)$$

ادمارک (۲۰۰۵) در تکمیل مباحث ارائه شده توسط بکر و ارلیچ، مسئله انتخاب فرد بین جرم و فعالیت قانونی را به صورت زیر مطرح کرد و براساس آن مدل جرم را استخراج نمود. در این مدل جرم به عنوان یک فعالیت اقتصادی در نظر گرفته می شود، به این معنی که نیازمند صرف زمان است و دارای منافع اقتصادی است. همچنین در این مدل فعالیت های قانونی و جرم به عنوان جانشین یکدیگر در نظر گرفته می شوند.

در این صورت اگر بازدهی انتظاری جرم منهای هزینه های روان شناختی ارتکاب جرم بیشتر از بازدهی انتظاری فعالیت قانونی باشد، فرد جرم را انتخاب خواهد کرد.

$$E(Y_i) - c_n > E(Y_l) \quad (7)$$

در رابطه c_n ، Y نشان دهنده هزینه های روان شناختی جرم است. $E(Y_i)$ بازدهی انتظاری فرد از ارتکاب جرم را نشان می دهد که به صورت زیر تعریف می شود.

$$E(Y_i) = (1 - P) Y_i + P (Y_i - F) \quad (8)$$

$E(Y_l)$ نیز بازدهی انتظاری فرد از فعالیت قانونی است که به صورت رابطه ۹ تعریف می شود.

$$E(Y_l) = (1 - u) Y_l + uA \quad (9)$$

در رابطه فوق u نرخ بیکاری و A مزایای بیکاری است. به عبارت دیگر اگر فرد دارای فعالیت قانونی باشد Y_l را دریافت خواهد کرد و اگر بیکار باشد مقدار A را دریافت خواهد کرد. با جایگذاری روابط ۸ و ۹ در رابطه ۷، رابطه زیر به دست می آید.

$$c_n < ((1 - P) Y_i + P (Y_i - F)) - ((1 - u) Y_l + uA) \quad (10)$$

براساس رابطه فوق اگر هزینه های روان شناختی جرم کمتر از تفاوت بین درآمد انتظاری حاصل از فعالیت های قانونی و غیر قانونی باشد، در این صورت فرد جرم را انتخاب خواهد نمود. ادمارک بیان کرد که تمام عواملی که رابطه ۱۰ را تحت تأثیر قرار می دهند، به عنوان عوامل مؤثر بر جرم شناخته می شوند. ادمارک براساس تحلیل های فوق، تعدادی متغیر را به عنوان متغیرهای مؤثر بر جرم که باید در تصریح مدل اقتصادسنجی لحاظ شوند، شناسایی کرد. این متغیرها عبارتند از نرخ بیکاری (u)، درآمد متوسط ($\bar{Y}$)، احتمال دستگیر شدن (p) که به صورت نسبت جرم های حل و فصل شده توسط پلیس در نظر گرفته می شود. بر این اساس ادمارک فرم اقتصادسنجی مدل جرم را به صورت زیر تصریح کرد. (ادمارک، ۲۰۰۵: ۳۵۹-۳۵۵)

$$\ln Q_i = \alpha + \beta_1 \ln u_i + \beta_2 \ln \bar{Y}_i + \beta_3 \ln p_i + \beta_4 \ln V_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

که در رابطه فوق V نشان دهنده متغیرهای اجتماعی-جمعیتی است. در مطالعه ادمارک که مبنای کار بسیاری از مطالعات قرار گرفت، متغیرهای تحصیلات، نرخ طلاق، تعداد شهروندان خارجی، تعداد افراد دارای کمک هزینه اجتماعی و تراکم جمعیت به عنوان متغیرهای کنترلی در مدل جرم لحاظ شده است. لازم به ذکر است که رابطه ۱۱ در بسیاری از مطالعات (مانند ویراتیس و همکاران، ۲۰۰۷؛ چو، ۲۰۰۸؛ وو و وو، ۲۰۱۲ و کستانتینی و همکاران، ۲۰۱۸) مبنای برآورد مدل جرم قرار گرفته است.

۳. پیشینه تحقیق

در این بخش مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در زمینه جرم و جنایت و عوامل مؤثر بر آن، به اختصار در قالب جدول ۱ و ۲ ارائه شده است.

جدول ۱: دسته‌بندی مطالعات پیشین داخلی

نویسندگان (سال)	موضوع مورد مطالعه	دوره زمانی	روش آماری	یافته اصلی پژوهش
اصغری‌پور و همکاران (۱۳۸۴)	تحلیل عوامل اقتصادی اثرگذار بر جرم در ایران	۱۳۷۶ تا ۱۳۸۰	پانل دیتا	با افزایش بیکاری، سرقت افزایش و با افزایش صنعتی شدن، سرقت کاهش می‌یابد.
زارع و زندی لک (۱۳۹۰)	بررسی سطح توسعه‌یافتگی اقتصادی - اجتماعی با میزان جرائم خشن در استان‌های ایران	۱۳۷۶ تا ۱۳۸۰	آزمون‌های همبستگی پیرسون و اسپیرمن و رگرسیون چندمتغیره	سطح توسعه اقتصادی - اجتماعی با قتل رابطه معنی‌داری دارد.
مهرگان و گرشاسبی فخر (۱۳۹۰)	نابرابری درآمد و جرم در ایران	۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵	پانل دیتا	رابطه مثبت و معناداری بین سرقت و نحوه توزیع درآمد در ایران وجود دارد.
مداح (۱۳۹۰)	بررسی و تحلیل رابطه میان نابرابری درآمدی و نرخ انواع جرم	۱۳۷۶ تا ۱۳۸۵	پانل دیتا	بین نابرابری درآمدی و جرائم قتل عمد و سرقت وسایل نقلیه رابطه مستقیم وجود دارد.
ابریشی و رضایی (۱۳۹۳)	اثر تجربی تورم بر جرایم در استان‌های ایران	۱۳۷۶ تا ۱۳۹۱	روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)	تورم بر تمام جرایم در ایران تأثیرگذار است.
ابراهیمی و چاکرزه‌هی (۱۳۹۴)	بررسی رابطه میان نرخ جرم و جنایت با تورم و بیکاری در ایران	۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰	مدل تصحیح خطای برداری	بین بیکاری و تورم با جرم و جنایت رابطه مستقیم وجود دارد.
نوغانی و میرمحمدتبار (۱۳۹۴)	بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جرم در ایران	۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲	روش آماری فراتحلیل (متاآنالیز)	بیشترین عوامل مؤثر بر متغیر سرقت، به ترتیب متغیرهای نابرابری درآمدی، نرخ بیکاری و نرخ تورم هستند
آرمین و همکاران (۱۳۹۶)	بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جرم در ایران	۱۳۷۹ تا ۱۳۹۲	روش انتقال ملایم پانلی	در سطوح پایین تورم، بیکاری و نابرابری درآمد و در سطوح بالای تورم، بیکاری، درآمد سرانه و صنعتی شدن تأثیر معناداری بر جرم دارند.
فعالجو و همکاران (۱۳۹۶)	بررسی غیرخطی عوامل مختلف اقتصادی مؤثر بر وقوع جرم در ایران	۱۳۶۳ تا ۱۳۹۲	مدل غیرخطی مارکف سوئیچینگ	در فاز صفر (رشد پایین جرم) شهرنشینی، بیکاری و تورم و در فاز یک (رشد بالای جرم) تورم، شهرنشینی و طلاق بالاترین تأثیر را بر نرخ رشد جرم دارند.
فرهمند و همکاران (۱۳۹۶)	تحلیل فضایی تأثیر عوامل اقتصادی-اجتماعی بر وقوع جرائم در استان‌های ایران با تأکید بر مهاجرت	۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰	مدل تحلیل فضایی	بیکاری، شهرنشینی و درآمد سرانه اثر مثبت و صنعتی شدن و ضریب جینی تأثیر منفی بر نرخ سرقت دارند.
نقدی و همکاران (۱۳۹۹)	رابطه بین سیاست‌های نادرست اقتصادی و ارتکاب جرم	۱۳۷۳ تا ۱۳۹۷	ARDL	تورم و بیکاری بر وقوع جرم تأثیرگذار هستند.

جدول ۲: دسته‌بندی مطالعات پیشین خارجی

نویسندگان (سال)	موضوع مورد مطالعه	دوره زمانی (کشور)	روش آماری	یافته اصلی پژوهش
توشیما (۲۰۰۰)	ساختار اقتصادی جرم؛ مطالعه ژاپن	۱۹۸۶ تا ۱۹۸۹ (ژاپن)	مدل تحلیل فضایی	رابطه مثبت و معنی‌داری بین نرخ بیکاری و نرخ جرم و جنایت وجود دارد.
تنگ و لین (۲۰۰۷)	بررسی تأثیر تورم بر جرم	۱۹۶۰ تا ۲۰۰۵ (آمریکا)	آزمون علیت MWALD	رابطه علیت از تورم و بیکاری به جرم وجود دارد.
نانلی و سیلز (۲۰۱۱)	اثرات تورم و تغییرات جغرافیایی بر جرم	۱۹۳۴ تا ۲۰۰۶ (آمریکا)	روش UCM	تورم و بیکاری اثرات معناداری بر جرم دارند.
آلابذه (۲۰۱۴)	بررسی عوامل تعیین‌کننده جرم و جنایت در کشور نیجریه	۲۰۰۲ تا ۲۰۰۵ (نیجریه)	حداقل مربعات معمولی	از دلایل اصلی ارتکاب جرم عملکرد ضعیف سازمان‌های اجراکننده قانون است.
پان و همکاران (۲۰۱۲)	بررسی رابطه رشد اقتصادی و جرم	۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰ (مکزیک)	مدل فضایی	افزایش رشد اقتصادی در یک ایالت موجب افزایش رشد و کاهش جرم و جنایت در ایالت‌های همسایه می‌شود.
تراند و همکاران (۲۰۱۴)	بررسی رابطه علت و معلولی بین بیکاری، تورم و جرم	۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ (نیجریه)	آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن	رابطه علیت یک طرفه از بیکاری و تورم به جرم و جنایت وجود دارد.
روزنفیلد و روبین (۲۰۱۶)	جرم و تورم در آمریکا	۱۹۶۰ الی ۲۰۱۲ (آمریکا)	مدل تصحیح خطا	از بین شاخص‌های اقتصادی، نرخ بیکاری مهم‌ترین عامل مؤثر بر جرم بوده است.
لوبونت و همکاران (۲۰۱۷)	تأثیر عوامل اجتماعی- اقتصادی بر جرم و جنایت	۱۹۹۰ الی ۲۰۱۴ (رومانی)	روش VAR و ARDL	افزایش نابرابری درآمدی تأثیر قوی بر افزایش نرخ جرم و جنایت دارد.
میتال و همکاران (۲۰۱۹)	تأثیر بحران اقتصادی بر جرم	۲۰۰۴ الی ۲۰۱۳ (هند)	یادگیری ماشین	نرخ بیکاری از مهم‌ترین عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر نرخ جرم و جنایت است.
محمد قاسم و همکاران (۲۰۱۹)	نرخ بیکاری، تراکم جمعیت و جرم در پنجاب	سال ۲۰۱۸ (پاکستان)	روش هم‌انباشتگی یوهانسن	بیکاری و تراکم جمعیت تأثیر مثبت و مبادلات مالی، صنعتی شدن و بهبود زیرساختها اثر منفی بر جرم و جنایت دارند.
آجیده (۲۰۲۱)	بررسی تأثیر شرایط اقتصادی بر میزان جرم	۱۹۸۵ الی ۲۰۱۵ (نیجریه)	روش ARDL	شرایط اقتصادی به‌طور مثبت و معناداری بر نرخ جرم در کوتاه مدت و بلند مدت اثرگذار است.

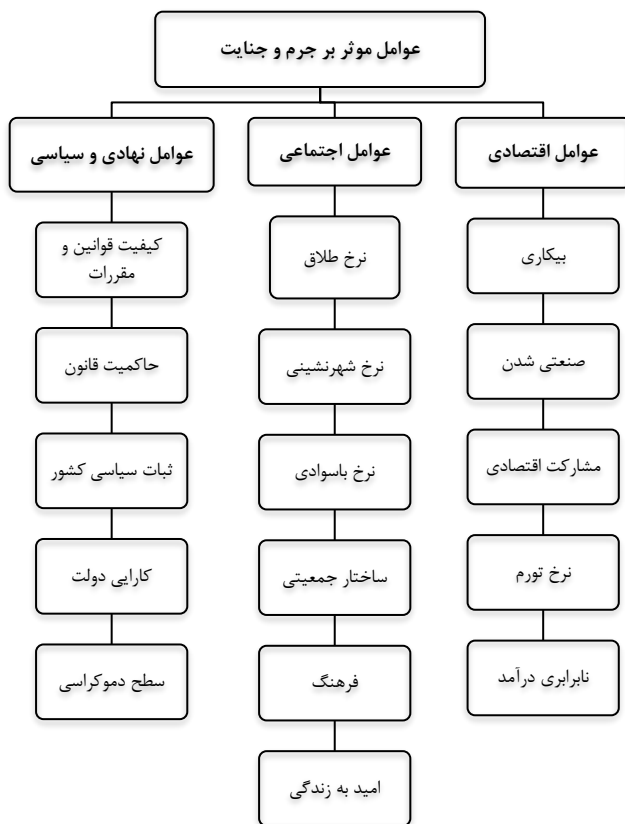
مرور مطالعات صورت‌گرفته نشان می‌دهد که علی‌رغم اهمیت موضوع، مطالعات محدودی در زمینه رابطه بیکاری با جرم و عوامل اقتصادی مؤثر بر جرم در ایران انجام شده است. مطالعات انجام‌شده نیز به بررسی موضوع در کل کشور پرداخته‌اند و تاکنون مطالعه‌ای در این زمینه در شهرستان‌های ایران انجام نشده است. همچنین رابطه علیت فضایی بین دو متغیر جرم و بیکاری در هیچ مطالعه‌ای بررسی نشده است.

۴. روش تحقیق

در این بخش ابتدا مدل مفهومی و مدل کمی تحقیق تبیین می‌گردد. در ادامه متغیرهای تحقیق و نحوه استخراج آن‌ها توضیح داده می‌شود. سپس جهت ارائه تصویر روشنی از متغیرهای تحقیق، آماره‌های توصیفی متغیرها و خوشه‌بندی فضایی متغیر جرم ارائه می‌شود و در نهایت روش گردآوری داده‌ها و روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده در این مطالعه به اختصار بیان می‌شود.

۴ - ۱. مدل مفهومی

براساس مبانی نظری ارائه‌شده در بخش ۲، عوامل مؤثر بر جرم و جنایت را می‌توان به سه دسته اقتصادی، اجتماعی، نهادی و سیاسی تقسیم کرد. در شکل (۲)، مدل مفهومی عوامل مؤثر بر جرم و جنایت ارائه شده است. همچنین در جدول شماره (۳) منابع پشتیبانی‌کننده داخلی و خارجی این متغیرها براساس مطالعات داخلی و خارجی ارائه شده است.



شکل ۲: مدل مفهومی عوامل مؤثر بر جرم

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۳: متغیرهای مؤثر بر جرم و جنایت

متغیر	منابع داخلی	منابع خارجی
نرخ صنعتی شدن	اصغریور و همکاران (۱۳۸۴)، دخت بهمنی و میرمحمد تبار (۱۳۹۴)، گودرزی بروجردی و کمالی (۱۳۹۵)، آرمن و همکاران (۱۳۹۶)، فرهمند و همکاران (۱۳۹۶)	محمدقاسم و همکاران (۲۰۱۹)
نرخ شهرنشینی	مهرگان و گرشناسی فخر (۱۳۹۰)، ابریشمی و رضایی (۱۳۹۳)، فعالجو و همکاران (۱۳۹۶)، فرهمند و همکاران (۱۳۹۶)	چو (۲۰۰۸)، لوبونت و همکاران (۲۰۱۷)
نرخ طلاق	مهرگان و گرشناسی فخر (۱۳۹۰)، فعالجو و همکاران (۱۳۹۶)	ادمارک (۲۰۰۵)
نرخ بیکاری	اصغریور و همکاران (۱۳۸۴)، مهرگان و گرشناسی فخر (۱۳۹۰)، ابریشمی و رضایی (۱۳۹۳)، ابراهیمی و چاکرزه‌ی (۱۳۹۴)، دخت بهمنی و میرمحمد تبار (۱۳۹۴)، گودرزی بروجردی و کمالی (۱۳۹۵)، آرمن و همکاران (۱۳۹۶)، فعالجو و همکاران (۱۳۹۶)، فرهمند و همکاران (۱۳۹۶)، نقدی و همکاران (۱۳۹۹)	توشیما (۲۰۰۰)، مرلو و راپنت (۲۰۰۱)، ادمارک (۲۰۰۵)، چو (۲۰۰۸)، کاکامو و همکاران (۲۰۰۸)، نانلی و سینز (۲۰۱۰)، وو و وو (۲۰۱۲)، تراند و کلن (۲۰۱۴)، روزنفیلد و روین (۲۰۱۶)، کستانینی و همکاران (۲۰۱۸)، میتال و همکاران (۲۰۱۹)
نرخ مشارکت اقتصادی	زارع و زندی لک (۱۳۹۰)	گanas و همکاران (۲۰۰۹)، روزنفیلد و روین (۲۰۱۶)، میتال و همکاران (۲۰۱۹)، سانتوس و همکاران (۲۰۲۱)، آجیده (۲۰۲۱)
نرخ باسوادی	ابریشمی و رضایی (۱۳۹۳)	ادمارک (۲۰۰۵)

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۴-۲. مدل کمی تحقیق

مدل مطالعه حاضر بر مبنای مدل ارلیچ (۱۹۷۳) و ادمارک (۲۰۰۵) به صورت رابطه زیر ارائه می شود. لازم به توضیح است که فرم تصریح شده مدل جرم به پیروی از ارلیچ و ادمارک به صورت $\log\text{-}\log$ در نظر گرفته شده است.

$$\ln Q_i = \alpha + \beta_1 \ln u_i + \beta_2 \ln V_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

متغیر وابسته این مدل، شاخص جرم (Q) است که از میانگین سه جرم سرقت، قتل و خودکشی به دست آمده است. برای محاسبه این شاخص ابتدا با استفاده از رابطه زیر، هر یک از انواع جرائم استاندارد شده اند تا نسبت به مقیاس اندازه گیری حساس نباشند. سپس میانگین این سه مؤلفه، به عنوان شاخص جرم و جنایت در نظر گرفته شده است.

$$\frac{q - q_{\min}}{q_{\max} - q_{\min}} \quad (13)$$

متغیرهای مستقل این مطالعه نیز شامل متغیر نرخ بیکاری (u) و چندین متغیر کنترلی (V) است. متغیرهای کنترلی مورد استفاده در این مطالعه متغیرهای شاخص صنعتی شدن، نرخ مشارکت اقتصادی، نرخ شهرنشینی، نرخ باسوادی و نسبت طلاق به ازدواج است. لازم به ذکر است که متغیرهای کنترلی براساس مبانی نظری و مطالعات پیشین انتخاب شده اند. همچنین در این مطالعه به دلیل عدم دسترسی به داده های مربوط به احتمال دستگیری و درآمد در شهرستان های کشور، این دو متغیر در مدل لحاظ نشده است. در ادامه به تبیین دقیق متغیرهای تحقیق می پردازیم.

نرخ بیکاری (U): برابر است با نسبت جمعیت بیکار ۱۵ ساله و بیشتر هر شهرستان به کل جمعیت فعال ۱۵ ساله و بیشتر آن شهرستان.

شاخص صنعتی شدن (Ind): نسبت تعداد بنگاه‌های صنعتی موجود در هر شهرستان به جمعیت آن شهرستان، به عنوان معیاری برای صنعتی شدن در نظر گرفته شده است.

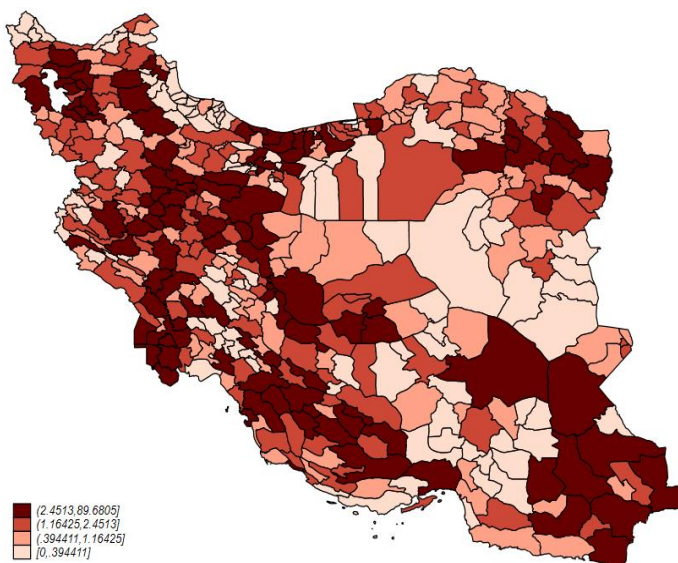
نرخ مشارکت اقتصادی (Pr): عبارت است از نسبت جمعیت فعال (شاغل و بیکار) ۱۵ ساله و بیشتر به کل جمعیت در سن کار (۱۵ ساله و بیشتر).

نرخ شهرنشینی (Urb): مقادیر این متغیر از تقسیم تعداد جمعیت شهرنشین هر شهرستان بر تعداد کل جمعیت آن (جمعیت شهری و روستایی) به دست آمده است.

نرخ باسوادی (Lr): عبارت است از نسبت تعداد افراد باسواد هر شهرستان به کل جمعیت ۶ ساله و بیشتر آن شهرستان.

نسبت طلاق به ازدواج (Dm): برابر است با نسبت تعداد طلاق ثبت شده به تعداد ازدواج ثبت شده هر شهرستان.

آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای تحقیق در جدول شماره ۴ گزارش شده است. همچنین جهت ارائه تصویر روشنی از وضعیت جرم در شهرستان‌های کشور، خوشه‌بندی فضایی متغیر جرم در قالب نقشه، در شکل ۳ نمایش داده می‌شود. در این نقشه، تمام شهرستان‌های ایران (۴۲۹ شهرستان براساس سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۹۵)، به صورت طیف رنگی روشن تا تیره مشخص شده‌اند. به طوری که رنگ روشن، بیانگر کمترین مقدار و رنگ تیره، نشان‌دهنده بیشترین مقدار از متغیر مورد نظر است.



شکل ۳: خوشه‌بندی فضایی متغیر جرم در سال ۱۳۹۵

(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۴: آماره‌های توصیفی متغیرها

متغیر	تعداد (N)	میانگین	میانه	انحراف معیار
شاخص جرم	۴۲۹	۲/۶۴۷۷	۱/۱۶۴۲	۶/۹۳۱۸
نرخ بیکاری	۴۲۹	۱۲/۶۲۹۸	۱۲/۰۷۱	۴/۸۹۰۶
صنعتی شدن	۴۲۹	۰/۲۶۵۶	۰/۱۵۸	۰/۳۰۳۷
مشارکت اقتصادی	۴۲۹	۳۹/۷۹۲۶	۳۹/۶۴۴۳	۳/۹۰۰۶
شه‌رنشینی	۴۲۹	۵۵/۸۶۸۲	۵۶/۹۱۷	۲۱/۹۹۳۹
نرخ باسودای	۴۲۹	۸۳/۳۱۲۶	۸۴	۶/۰۲۱۷
نرخ طلاق	۴۲۹	۱۸/۷۱۴۸	۱۸/۵۰۴۱	۱۵/۸۱۱۱

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۴ - ۳. روش گردآوری داده‌ها

جامعه آماری پژوهش حاضر، شهرستان‌های ایران و محدوده زمانی مورد بررسی، سال ۱۳۹۵ است. آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای تحقیق از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و داده‌های مربوط به سرشماری استخراج شده است. روش اقتصادسنجی مورد استفاده در مطالعه حاضر نیز، دو رویکرد علیت فضایی و اقتصادسنجی فضایی است. در ادامه به اختصار به بیان این دو رویکرد می‌پردازیم.

۴ - ۴. علیت فضایی

بررسی رابطه علیت بین متغیرهایی که دارای خصوصیات فضایی هستند، با روش‌های متداول (روش علیت گرنجری) درست نیست و مناسب‌ترین رویکرد تحت این شرایط، استفاده از روش علیت فضایی است. در حالتی که داده‌ها در بستر فضایی و به صورت مقطعی هستند، سه نکته هنگام آزمون علیت بین دو متغیر باید در نظر گرفته شود:

۱. نقش فضا: اگر متغیرها از نظر فضایی مستقل باشند، بهترین روش برای بررسی علیت همان روش‌های متداول قبلی است (پیرل ۲۰۰۹)؛

۲. رابطه بین متغیرها: اگر دو متغیر مستقل از هم باشند، صحبت در مورد علیت بین دو متغیر بی‌معنی خواهد بود؛

۳. با فرض اینکه متغیرها وابستگی فضایی داشته و دو متغیر مستقل از هم نباشند، در این صورت وجود و جهت رابطه علیت از طریق رویکرد علیت فضایی مورد آزمون قرار می‌گیرد. با توجه به نکات مطرح شده، برای بررسی علیت بین دو متغیر که دارای بعد مکان هستند سه گام زیر مطرح می‌شود:

گام اول آزمون فرضیه استقلال فضایی داده‌های مربوط به هر متغیر است. برای این منظور ابتدا ساختار فضایی هر متغیر مشخص می‌شود، این ساختار از طریق ماتریس وزنی فضایی نمایش داده می‌شود. سپس از آزمون‌های شناخته شده‌ای چون آزمون موران تک متغیره، آزمون ضریب لاگرانژ

و ... برای بررسی وجود وابستگی فضایی استفاده می‌شود. نتایج حاصل از مرحله اول باید به این شکل باشند: برای هر یک از متغیرها ماتریس وزنی یکسانی در نظر گرفته شود و فرضیه استقلال فضایی برای هر دو متغیر رد شود. به عبارت دیگر، هر دو متغیر وابستگی فضایی داشته باشند. گام دوم، بررسی وجود وابستگی فضایی بین دو متغیر است. چنانچه اشاره شد وابستگی فضایی بین دو متغیر، شرط لازم برای وجود رابطه علیت فضایی است. بنابراین وابستگی فضایی بین متغیرها باید مورد آزمون قرار گیرد. آماره موران دو متغیره، I_{xy} ، یک ضریب از نوع مانتل است (آلیاگا و همکاران^۲، ۲۰۱۱) که توسط وارتنبرگ^۳ (۱۹۸۵) به عنوان شاخص اندازه‌گیری همبستگی فضایی بین دو متغیر ارائه شده است. با فرض اینکه دو متغیر در R موقعیت مکانی متفاوت مشاهده شده‌اند، آماره آزمون موران دو متغیره از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$I_{xy} = \frac{\sum_{j=1}^R \sum_{i=1, i \neq j}^R y_i w_{ij} x_j}{S_0 \sqrt{\text{Var}(y)\text{Var}(x)}} \quad (14)$$

که در آن w_{ij} درایه سطر i ام و ستون j ام ماتریس وزنی W ، S_0 مجموع همه درایه‌های ماتریس W ، $\text{Var}(y)$ و $\text{Var}(x)$ نیز به واریانس (تخمین زده شده) سری‌های y و x اشاره دارد. در گام سوم با استفاده از یک مدل اتورگرسیو برداری فضایی نامقید (Sp VAR)^۴ وجود رابطه علیت فضایی بین متغیرهای تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرد (آلیاگا و همکاران، ۲۰۱۱).

۴ - ۵. اقتصادسنجی فضایی

مدل‌های بسیاری در ادبیات اقتصادسنجی مطرح شده است که در ادامه به صورت اجمالی به بیان آن‌ها می‌پردازیم. یک مدل فضایی کامل که دربرگیرنده تمام انواع اثرات متقابل فضایی است، به صورت ذیل نشان داده می‌شود:

$$Y = \delta WY + \alpha I_N + X\beta + WX\theta + u$$

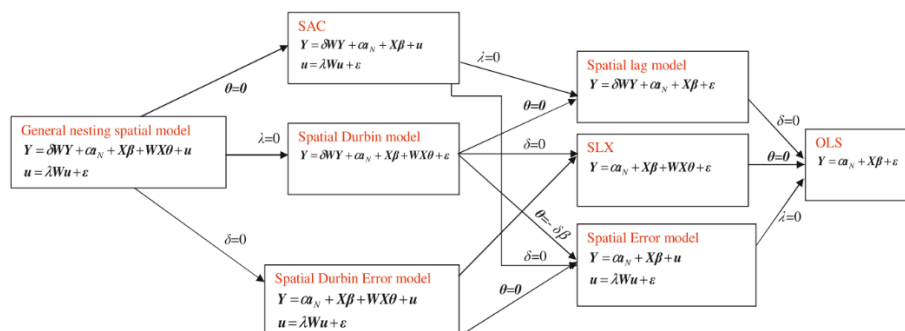
$$u = \lambda W_u + \varepsilon \quad (15)$$

مدل فوق، مدل فضایی عمومی^۵ (GNS) نامیده می‌شود. در رابطه فوق Y بردار $N \times 1$ از متغیر وابسته و X نشان‌دهنده ماتریس $N \times K$ است که شامل K متغیر توضیحی است. W ماتریس وزنی فضایی^۶ است و β بردار ثابت $K \times 1$ از ضرایب ثابت ولی نامعین است. همچنین WY اثرات متقابل

1. Mantel-type coefficient
2. Aliaga, et al. (2011)
3. Wartenberg, et al. (1985)
4. Unrestricted Spatial Vector Autoregressive Model
5. General Nesting Spatial model
6. Spatioa Weighted Matrix

بین متغیر وابسته، WX اثرات متقابل متغیر مستقل و Wu اثرات متقابل بین اجزاء اخلاص را نشان می‌دهد. δ ضریب خود رگرسیون فضایی و λ ضریب خودهمبستگی فضایی^۱ است که نشان‌دهنده اثرات سرریز در مدل خطای فضایی از کانال جمله اخلاص است. ε نیز جز اخلاص iid با میانگین صفر و واریانس σ^2 است (الهورست، ۲۰۱۴).

شکل شماره (۴) زیرمجموعه‌ای از هفت مدل اقتصادسنجی فضایی خطی را نشان می‌دهد. مدل فضایی عمومی (GNS) در سمت چپ و مدل OLS در سمت راست شکل قرار دارد. تمامی مدل‌های فضایی را می‌توان با اعمال قیده‌های مشخصی از مدل GNS استخراج کرد. این قیده‌ها در شکل نشان داده شده است. لازم به ذکر است که علی‌رغم گستردگی مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، در مطالعات تجربی اغلب از مدل‌های وقفه فضایی (SAR)، خطای فضایی (SEM) و دوربین فضایی (SDM) استفاده می‌شود. دلیل این امر نیز وجود مشکلاتی در تخمین اقتصادسنجی سایر مدل‌های فضایی است (الهورست، ۲۰۱۴). لذا مدل‌های موردبررسی در مطالعه حاضر نیز مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی هستند.



شکل ۴: رابطه بین مدل‌های مختلف وابستگی فضایی

(منبع: الهورست، ۲۰۱۴)

در ادبیات اقتصادسنجی فضایی، شیوه‌های مختلفی برای آزمون وجود اثرات فضایی مطرح شده است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به آزمون موران^۲ اشاره کرد. آماره آزمون موران توان بالایی در تشخیص وجود اثرات فضایی و در نتیجه خطای تصریح مدل دارد، اما در مورد نوع اثرات فضایی و اینکه چه تصریح مدلی باید مورد استفاده قرار گیرد، کمک زیادی به ما نمی‌کند. از این‌رو، به این منظور از آماره‌های آزمون ضریب لاگرانژ (LM) استفاده می‌شود. به عبارت دقیق‌تر هنگامی که فرضیه صفر آزمون موران مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی رد می‌شود، آزمون‌های ضریب لاگرانژ برای انتخاب

1. Spatial Autocorrelation Coefficient
2. Identically Independently Distributed
3. Moran's I Test

مناسب‌ترین مدل رگرسیون فضایی مورد استفاده قرار می‌گیرند. فرآیند انجام این کار در جدول شماره (۵) توضیح داده شده است.

جدول ۵: قاعده تصمیم‌گیری برای انتخاب مدل رگرسیون فضایی

مرحله	آزمون	فرضیه صفر	قاعده تصمیم‌گیری
۱	آزمون Moran's I	عدم وجود وابستگی فضایی	اگر فرضیه صفر رد شود، آزمون‌های LM مورد بررسی قرار می‌گیرند.
۲	آزمون LM-error	$\lambda = 0$	اگر فرضیه صفر رد شود، مدل خطا فضایی انتخاب می‌شود.
	آزمون LM-lag	$\delta = 0$	اگر فرضیه صفر رد شود، مدل وقفه فضایی انتخاب می‌شود.
اگر فرضیه صفر هر دو آزمون LM رد شوند، آزمون‌های Robust مورد بررسی قرار گرفته و مطابق رویه زیر عمل می‌شود.			
۳	آزمون Robust LM-error	$\lambda = 0$	اگر فرضیه صفر رد شود، مدل خطا فضایی انتخاب می‌شود.
	آزمون Robust LM-lag	$\delta = 0$	اگر فرضیه صفر رد شود، مدل وقفه فضایی انتخاب می‌شود.
اگر فرضیه صفر هر دو آزمون RLM رد شوند، مقدار عددی آماره‌های آزمون مورد بررسی قرار می‌گیرند. اگر آماره آزمون RLM-error بزرگ‌تر باشد، مدل خطا فضایی و اگر آماره آزمون RLM-lag بزرگ‌تر باشد مدل وقفه فضایی به‌عنوان مدل مناسب انتخاب می‌شود.			

(منبع: فلوراکس و همکاران^۱ (۲۰۰۳))

همچنین گفتنی است که در اقتصادسنجی فضایی برای تشکیل ماتریس وزنی فضایی می‌توان از دو روش مجاورت و فاصله استفاده کرد. در مطالعه حاضر از یک ماتریس وزنی براساس فاصله (طول و عرض جغرافیایی) استفاده می‌شود. علت این امر این است که در ماتریس فضایی ساخته شده براساس مجاورت، دو مشاهده تنها در صورتی که دارای مرز و یا رأس مشترک باشند، مجاور محسوب می‌شوند؛ به عبارت دیگر این روش بین شهرهای ده کیلومتر دورتر یا شهرهای صد کیلومتر دورتر تفاوتی قائل نمی‌شود. حال آنکه بهتر است به جای اینکه تنها به مجاورت و داشتن مرز مشترک توجه شود، فاصله بین مشاهدات نیز مورد توجه قرار گیرد (وگا و الهورست^۲، ۲۰۱۳). لذا در این مطالعه برای تشکیل ماتریس وزنی از روش معکوس فاصله استفاده می‌شود.

۵. یافته‌های تحقیق

۵-۱. نتایج آزمون علیت فضایی

چنانچه در بخش قبل به تفصیل بیان شد، اولین گام در بررسی رابطه علیت فضایی بین متغیرهای مورد مطالعه، انجام آزمون استقلال فضایی متغیرها است. در گام دوم نیز وجود وابستگی فضایی بین متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادبیات اقتصادسنجی فضایی، روش‌های مختلفی برای آزمون وجود اثرات فضایی مطرح شده است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به آزمون موران اشاره کرد. در

1. Florax, et al. (2003)

2. Vega & Elhoreest (2013)

مطالعه حاضر جهت آزمون استقلال فضایی هر متغیر از آزمون موران تک متغیره و برای آزمون وجود وابستگی فضایی بین متغیرهای مورد مطالعه از آزمون موران دو متغیره استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها برای دو متغیر شاخص جرم و نرخ بیکاری در جدول شماره (۶) گزارش شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون موران تک‌متغیره و دو متغیره

متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال
شاخص جرم	۰/۰۳۸	۰/۰۲۷
بیکاری	۰/۳۱	۰/۰۰۱
شاخص جرم - بیکاری	۰/۰۳	۰/۰۱۲

(منبع: یافته‌های تحقیق)

مطابق نتایج و با توجه به رد فرض صفر آزمون موران تک‌متغیره مبنی بر استقلال فضایی هریک از متغیرها، وجود اثرات فضایی در هر دو متغیر شاخص جرم و نرخ بیکاری مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین مطابق نتایج، فرض صفر آزمون موران دو متغیره مبنی بر عدم وجود وابستگی فضایی بین دو متغیر شاخص جرم و نرخ بیکاری رد می‌شود، لذا وجود وابستگی فضایی بین این دو متغیر نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد. وجود وابستگی فضایی بین دو متغیر شاخص جرم و بیکاری نشان می‌دهد که بین شاخص جرم در یک شهرستان با بیکاری در شهرستان‌های مجاور همبستگی وجود دارد. با توجه به اینکه مطابق نتایج، هر دو متغیر مورد بررسی دارای ساختار فضایی بوده و وابستگی فضایی بین دو متغیر شاخص جرم و نرخ بیکاری نیز مورد تأیید قرار گرفت، لذا در گام سوم به آزمون علیت فضایی می‌پردازیم. نتایج این آزمون در جدول شماره (۷) گزارش شده است. لازم به ذکر است که آزمون علیت فضایی از طریق کدنویسی در نرم افزار MATLAB انجام شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون علیت فضایی

فرضیه صفر	مقدار آماره	ارزش احتمال	نتیجه نهایی
با در نظر گرفتن ساختار فضایی، بیکاری علت جرم نیست.	۰/۰۴۶۷	۰/۰۰۰	علیت فضایی دوطرفه بین شاخص جرم و نرخ بیکاری وجود دارد.
با در نظر گرفتن ساختار فضایی، جرم علت بیکاری نیست.	۰/۰۳۹۸	۰/۰۰۰	

(منبع: یافته‌های تحقیق)

فرض صفر آزمون علیت فضایی، همانند آزمون علیت گرنجر، عدم وجود رابطه علیت بین دو متغیر است. مطابق نتایج جدول شماره (۷) وجود رابطه علیت فضایی بین شاخص جرم و بیکاری مورد تأیید قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر با در نظر گرفتن ساختار فضایی متغیرها، رابطه علی دو طرفه بین این دو متغیر وجود دارد.

در ادامه به منظور تکمیل بحث و تعیین عوامل مؤثر بر جرم و جنایت، مدل تحقیق با در نظر گرفتن ساختار فضایی و با لحاظ متغیر بیکاری و چندین متغیر کنترل، با استفاده از رهیافت اقتصادسنجی فضایی مورد برآورد قرار می‌گیرد.

۵ - ۲. نتایج برآورد مدل جرم

چنانچه در بخش روش تحقیق به تفصیل بیان شد، پیش از برآورد مدل رگرسیون فضایی، باید از وجود وابستگی فضایی در مدل تحقیق اطمینان حاصل کرد. بدین منظور از آزمون موران^۱ استفاده می‌شود و در صورتی که براساس آزمون موران وجود اثرات فضایی در مدل تأیید شود، برای انتخاب مناسب‌ترین مدل رگرسیون فضایی از آزمون‌های ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون‌های موران و ضریب لاگرانژ در جدول شماره (۸) ارائه شده است.

جدول ۸: آزمون‌های تشخیص وجود اثرات فضایی و نوع مدل

نوع آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آزمون موران	۵/۹۴۹۷	۰/۰۰۰۰
آزمون LM (وقفه فضایی)	۳۳/۲۸۶۰	۰/۰۰۰۰
آزمون LM (خطای فضایی)	۳۱/۸۴۷۶	۰/۰۰۰۰
آزمون Robust LM (وقفه فضایی)	۱/۵۴۸۸	۰/۲۱۳۳
آزمون Robust LM (خطای فضایی)	۰/۱۱۰۴	۰/۷۳۹۶

(منبع: یافته‌های تحقیق)

مطابق نتایج جدول (۸)، فرضیه صفر آزمون موران مبنی بر عدم وجود اثرات فضایی رد شده و فرضیه مقابل وجود اثرات فضایی پذیرفته می‌شود. همچنین براساس قاعده تصمیم‌گیری ارائه شده در جدول (۵) و با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های ضریب لاگرانژ (LM)، وابستگی فضایی در مدل از نوع وقفه فضایی است. به عبارت دقیق‌تر از بین دو مدل وقفه فضایی و خطای فضایی، مدل وقفه فضایی به‌عنوان مدل مناسب انتخاب می‌شود. در ادامه برای انتخاب مدل بهینه از بین سه مدل وقفه، خطا و دوربین فضایی از آزمون‌های تشخیصی نسبت درست‌نمایی (LR) و والد (Wald) استفاده می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۹) ارائه شده است.

جدول ۹: آزمون‌های تشخیص مدل بهینه

آزمون نسبت درستنمایی	فرضیه صفر	آماره آزمون	ارزش احتمال
SDM vs. SAR	$\theta = 0$	۳۴/۷۱	۰/۰۰۰۰
SDM vs. SEM	$\theta + \delta\beta = 0$	۳۶/۱۲	۰/۰۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق)

براساس نتایج آزمون‌های نسبت درست‌نمایی، فرضیه صفر هر دو آزمون رد شده و مدل دوربین فضایی (SDM)، به عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود.^۱ بنابراین مدل فضایی مورد استفاده در برآورد مدل جرم شهرستان‌های کشور، مدل دوربین فضایی خواهد بود. نتایج برآورد مدل جرم به روش دوربین فضایی در جدول شماره (۱۰) گزارش شده است. نتایج مدل وقفه فضایی نیز جهت مقایسه در این جدول ارائه شده است. همچنین جهت بررسی دقیق‌تر موضوع، مدل تحقیق با در نظر گرفتن متغیرهای وابسته سرقت، قتل و خودکشی نیز مورد برآورد قرار گرفته است. نتایج این برآوردها در جدول شماره (۱۱) ارائه شده است.

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل جرم

متغیرها	مدل دوربین فضایی (SDM)	مدل وقفه فضایی (SAR)
C	-۴/۰۶۶۷ (-۰/۵۵)	۲/۷۶۹۱ (۰/۳۹)
Ln(Dm)	***۰/۲۴۰۳ (۴/۰۰)	***۰/۲۴۵۰ (۴/۲۶)
Ln(Ind)	***-۰/۱۸۳۰ (-۲/۷۰)	***-۰/۱۸۱۷ (-۲/۷۰)
Ln(Lr)	۰/۲۹۱۰ (۰/۱۹)	-۰/۵۷۳۸ (-۰/۴۱)
Ln(Pr)	-۰/۹۸۹۵ (-۰/۹۰)	-۱/۲۷۵۲ (-۱/۳۲)
Ln(u)	**۰/۵۷۳۴ (۲/۱۲)	*۰/۴۲۳۹ (۱/۸۵)
Ln(Urb)	***۰/۶۴۷۷ (۳/۰۴)	***۰/۵۸۶۰ (۲/۸۰)
_ Ln(Dm)W	-۰/۰۵۹۶ (-۰/۵۴)	---
W_ Ln(Ind)	۰/۱۲۱۰ (۰/۹۳)	---
W_ Ln(Lr)	-۰/۵۳۲۰ (-۰/۳۷)	---

۱. برای مطالعه بیشتر در مورد این آزمون‌ها و نحوه انتخاب مدل بهینه به (Elhorst (2014) مراجعه شود.

متغیرها	مدل دوربین فضایی (SDM)	مدل وقفه فضایی (SAR)
$W_Ln(Pr)$	۲/۲۰۸۲ (۱/۴۲)	---
$W_Ln(u)$	*-۰/۷۱۸۳ (-۱/۷۱)	---
$W_Ln(Urb)$	-۰/۵۷۷۵ (-۱/۵۳)	---
δ	۰/۴۷۰۱*** (۸/۳۴)	***۰/۴۷۴۴ (۶/۹۰)
لگاریتم راستنمایی	-۸۳۸/۷۷۶۸	-۸۵۰/۰۵۱۲
آزمون والد	۷۷/۰۷ (۰/۰۰۰۰)	۴۷/۶۸ (۰/۰۰۰)

توجه: اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t است. *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.
(منبع: یافته‌های تحقیق)

جدول ۱۱: نتایج برآورد مدل با متغیرهای وابسته سرقت، قتل و خودکشی

متغیرها	متغیر وابسته: سرقت	متغیر وابسته: قتل	متغیر وابسته: خودکشی
C	***-۹/۱۷۲۷ (-۵/۶۲)	۰/۱۷۸۵° (۱/۷۱)	-۰/۰۶۵۵ (-۰/۶۸)
$Ln(Dm)$	***۰/۰۱۶ (۳/۳۹)	۰/۰۰۰۴ (۱/۲۸)	۰/۰۰۰۴° (۱/۶۱)
$Ln(Ind)$	***-۰/۶۸۶ (-۲/۹۳)	-۰/۰۳۷۸°° (-۲/۵)	-۰/۰۱۰۹ (-۰/۷۸)
$Ln(Lr)$	۰/۰۱۷۴ (۱/۰۷)	-۰/۰۰۰۶ (-۰/۵۹)	۰/۰۰۰۷ (۰/۷۲)
$Ln(Pr)$	-۰/۰۲۸۶ (-۱/۴۷)	-۰/۰۰۲۱° (-۱/۷۳)	-۰/۰۰۰۹ (-۰/۷۸)
$Ln(u)$	***۰/۰۵۳۱ (۳/۱۵)	۰/۰۰۳۲*** (۲/۹۳)	۰/۰۰۳۵*** (۳/۳۹)
$Ln(Urb)$	***۰/۰۱۹۹ (۴/۵۱)	۰/۰۰۱۲*** (۴/۳۷)	۰/۰۰۰۷*** (۲/۶۶)
$Ln(Dm)W$	۰/۰۰۹۲ (۱/۰۶)	-۰/۰۰۰۳ (-۰/۵۳)	۰/۰۰۰۶ (۱/۱۵)
$W_Ln(Ind)$	۰/۲۷۶ (۰/۶۴)	-۰/۰۰۲۴ (-۰/۸۶)	۰/۰۲۱۱ (۰/۸۲)
$W_Ln(Lr)$	۰/۰۱۲ (۰/۶۳)	-۰/۰۰۱۶ (-۱/۳۳)	-۰/۰۰۰۲ (-۰/۲۱)

متغیرها	متغیر وابسته: سرقت	متغیر وابسته: قتل	متغیر وابسته: خودکشی
W_Ln(Pr)	۰/۰۳۷۹ (۱/۲۲)	۰/۰۰۲۷ (۱/۳۸)	۰/۰۰۲۳ (۱/۲۶)
W_Ln(u)	** -۰/۰۵۰۴ (-۲/۰۱)	-۰/۰۰۴۲*** (-۲/۶۳)	-۰/۰۰۴۴*** (-۲/۹۲)
W_Ln(Urb)	-۰/۰۰۷۶ (-۰/۹۷)	-۰/۰۰۰۳ (-۰/۶۸)	-۰/۰۰۱۱*** (-۲/۴۷)
δ	** ۰/۱۶۰۱ (۲/۲۳)	۰/۱۵۴۴*** (۲/۶۷)	۰/۲۹۰۷*** (۴/۹۵)
آزمون والد	۱۳/۹ (۰/۰۵۳)	۲۱/۸۷ (۰/۰۰۲۷)	۴۳/۹۱ (۰/۰۰۰۰)

توجه: اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t است. *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معناداری در سطح ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ است.
(منبع: یافته‌های تحقیق)

نتایج جدول (۱۰) نشان می‌دهد که ضریب متغیر وقفه فضایی (δ) مثبت و در سطح بالایی معنادار است که مؤید وجود وابستگی فضایی در مدل است. مثبت بودن این ضریب بیانگر این است که افزایش جرم و جنایت در یک شهرستان موجب افزایش جرم و جنایت در شهرستان‌های مجاور می‌شود. مطابق نتایج جدول (۱۰)، از بین متغیرهای تحقیق، متغیرهای بیکاری، صنعتی‌شدن، شهرنشینی و نرخ طلاق دارای علامت مورد انتظار بوده و از معناداری بالایی برخوردارند. متغیر نرخ مشارکت اقتصادی نیز با وجود دارا بودن علامت مورد انتظار، معنی‌دار نیست. ضریب متغیر نرخ باسوادی نیز مثبت بوده و معنی‌دار نیست. بنابراین مطابق نتایج تحقیق، متغیرهای بیکاری، صنعتی‌شدن، شهرنشینی و نرخ طلاق به‌عنوان مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر جرم و جنایت در شهرستان‌های کشور شناخته می‌شوند. در ادامه به تفسیر ضرایب این متغیرها می‌پردازیم.

مهم‌ترین متغیر تحقیق حاضر نرخ بیکاری است. نتایج حاصل از آزمون علیت فضایی نشان داد که بین دو متغیر بیکاری و جرم رابطه علیت دوطرفه وجود دارد. بنابراین مطابق نتایج آزمون علیت، بیکاری علت وقوع جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران است. نتایج حاصل از برآورد مدل دوربین فضایی نیز مؤید این نتیجه است و جهت این رابطه را نیز مشخص می‌کند. مطابق نتایج جدول (۱۰)، ضریب متغیر بیکاری مثبت و معنادار است، به این معنی که افزایش بیکاری موجب افزایش جرم و جنایت می‌شود. بنابراین هرچه نرخ بیکاری در یک شهرستان بیشتر باشد، میزان جرم و جنایت نیز در آن شهرستان بیشتر خواهد بود. همچنین اثرات سرباز این متغیر نیز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و علامت ضریب آن منفی است.

همچنین مطابق نتایج، متغیر صنعتی‌شدن نیز دارای اثر منفی بر جرم و جنایت شهرستان‌های ایران است و این رابطه از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. این نتیجه بیانگر این موضوع است که هرچه

شهرستان‌ها به سمت صنعتی‌شدن پیش بروند و تعداد بنگاه‌های صنعتی در آن‌ها افزایش یابد، میزان وقوع جرم و جنایت کاهش خواهد یافت. همچنین مطابق نتایج، اثر سرریز این متغیر معنی‌دار نیست. متغیر نرخ شهرنشینی نیز که برابر نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت است، دارای اثر مثبت و معنادار بر جرم و جنایت شهرستان‌های کشور است. به این معنی که افزایش شهرنشینی در یک شهرستان موجب افزایش جرم و جنایت در آن شهرستان می‌شود. در تفسیر این رابطه می‌توان گفت افزایش مهاجرت از روستاها و رشد شهرنشینی در کشور، منجر به رشد حاشیه‌نشینی شهری، ظهور بخش کاذب و غیر رسمی در شهرها و افزایش انواع ناهنجاری‌های اجتماعی می‌شود و به تبع آن وقوع جرم و جنایت در شهرها افزایش می‌یابد.

جدول شماره (۱۱) نتایج برآورد مدل تحقیق را با در نظر گرفتن متغیرهای وابسته سرقت، قتل و خودکشی نشان می‌دهد. مطابق نتایج، متغیر بیکاری در هر سه مدل از معناداری بالایی برخوردار است. بنابراین نتایج مؤید آن است که بیکاری بر تمام انواع جرائم مورد بررسی مؤثر است. همچنین مطابق نتایج، از بین متغیرهای کنترلی، در مدل سرقت متغیرهای نرخ طلاق، صنعتی‌شدن و شهرنشینی، در مدل قتل متغیرهای صنعتی‌شدن، نرخ مشارکت اقتصادی و شهرنشینی و در مدل خودکشی متغیرهای نرخ طلاق و شهرنشینی به‌عنوان متغیرهای مؤثر شناخته می‌شوند.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

جرم پدیده‌ای نامطلوب است که رشد و وقوع آن امنیت اقتصادی و اجتماعی را تهدید می‌کند و موجب افزایش هزینه‌های انتظامی، امنیتی، اجتماعی و خصوصی می‌شود که در نتیجه آن شاهد کاهش رفاه اجتماعی در جامعه خواهیم بود. این پدیده نامطلوب اجتماعی، علل اقتصادی و اجتماعی متعددی دارد. شناسایی این عوامل می‌تواند در درک صحیح و سیاست‌گذاری مناسب در جهت کنترل و کاهش جرم و جنایت در جامعه کمک بسیاری نماید. بنابراین با توجه به اهمیت موضوع جرم و جنایت، در این مطالعه سعی شده است رابطه بیکاری با جرم مورد بحث و بررسی قرار گیرد و عوامل مؤثر بر جرم و جنایت در شهرستان‌های ایران شناسایی شود. در مطالعه حاضر جهت بررسی دقیق‌تر موضوع، از دو روش علیت فضایی و اقتصادسنجی فضایی جهت بررسی رابطه بین متغیرها استفاده شده است.

نتایج حاصل از آزمون علیت فضایی بیانگر وجود رابطه علیت دوطرفه بین شاخص جرم و نرخ بیکاری است. به عبارت دیگر در دوره مورد بررسی جرم علت بیکاری بوده است و بیکاری نیز منجر به بروز و افزایش جرم شده است. در ادامه به‌منظور تکمیل بحث و تعیین نحوه اثرگذاری متغیر بیکاری بر جرم، مدل تحقیق با لحاظ متغیر بیکاری و چندین متغیر کنترل تبیین شد. جهت برآورد مدل ابتدا وجود اثرات فضایی با استفاده از آزمون موران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از این آزمون نشان‌دهنده وجود اثرات فضایی در مدل است. همچنین براساس نتایج آزمون‌های ضریب لاگرانژ و نسبت درست‌نمایی، مدل دوربین فضایی به‌عنوان مناسب‌ترین روش، جهت برآورد مدل انتخاب شد. نتایج تخمین مدل جرم و جنایت شهرستان‌های کشور بیانگر آن است که ضریب وقفه فضایی مثبت

و در سطح بالایی معنادار است که نشان‌دهنده وجود وابستگی فضایی در مدل است. مثبت بودن این ضریب نشان می‌دهد که افزایش جرم در یک شهرستان موجب افزایش جرم در شهرستان‌های مجاور می‌شود. بنابراین وجود اثرات سرریز فضایی در مدل تأیید می‌شود. همچنین مطابق نتایج تحقیق، متغیرهای بیکاری، صنعتی‌شدن، شهرنشینی و نرخ طلاق مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر جرم و جنایت در شهرستان‌های کشور هستند. نتایج نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار متغیرهای بیکاری، شهرنشینی و نرخ طلاق با جرم است. متغیر صنعتی‌شدن نیز اثر منفی و معناداری بر جرم و جنایت دارد. بر این اساس هرچه نرخ بیکاری، نرخ شهرنشینی و نرخ طلاق در شهرستان‌ها افزایش یابد، میزان جرم و جنایت نیز در آن شهرستان‌ها افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر هرچه شهرستان‌های کشور به سمت صنعتی‌شدن حرکت کنند و تعداد بنگاه‌های صنعتی در آن‌ها افزایش یابد، میزان وقوع جرم و جنایت در آن‌ها کاهش خواهد یافت.

براساس نتایج حاصل از تحقیق، متغیرهای اقتصادی تأثیر بسیار زیادی در وقوع جرم و جنایت در جامعه دارند. به عبارت دقیق‌تر بهبود وضعیت اقتصادی کشور می‌تواند تأثیر قابل‌توجهی بر کاهش نرخ جرائم داشته باشد. بنابراین توصیه می‌شود برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران برای کاهش میزان جرائم در جامعه، بیش از آنکه توجه و تأکید خود را معطوف بر مسائل قضایی و انتظامی نمایند، به عوامل اقتصادی جرم نظیر بیکاری توجه ویژه داشته باشند. فلذا توصیه می‌شود مسئولین امر توجه ویژه‌ای به مسئله اشتغال و توزیع متناسب آن در شهرستان‌های کشور داشته باشند و سیاست‌گذاری‌ها در این حوزه با دقت عمل بیشتری صورت گیرد. همچنین با توجه به رشد بی‌رویه شهرنشینی در ایران و اثرات زیان‌بار آن بر وقوع جرم و جنایت، پیشنهاد می‌شود دولتمردان و سیاست‌گذاران با ایجاد امکانات بیشتر و توجه ویژه به مناطق روستایی موجبات مهاجرت معکوس را فراهم آورند تا از وقوع جرم‌های مختلف که به سبب ازدیاد جمعیت در شهرها، رشد مناطق حاشیه‌نشین و مسائلی از این قبیل رخ می‌دهد، جلوگیری شود. همچنین مطابق نتایج تحقیق، شاخص صنعتی‌شدن، تأثیر منفی در وقوع جرم دارد، لذا توصیه می‌شود برنامه‌ریزی مناسب در جهت رشد و توسعه صنعتی شهرهای کشور با توجه به ویژگی‌های منطقه‌ای آن‌ها صورت پذیرد و تسهیلات لازم در خصوص مجوزهای کسب‌وکار در بخش صنعت فراهم شود.

References

- Abrishmi, H. & Rezaei, Z. (2014). Investigating the experimental effect of inflation on crimes in Iran. *Majlis and Strategy*, 22(83), 41-74. [in Persian]
- Aliaga, J., Herrera, M., Leguía, D., Mur, J., Ruiz, M., & Villegas, H. (2011). Spatial causality. An application to the deforestation process in Bolivia. *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Research*, (21), 183-198.
- Ajide, F. M. (2021), Impact of economic condition on crime rate in Nigeria, *The Journal of Developing Areas*, 55(1).
- Albu, C., Lobonț, O., Moldovan, N., & Kuloglu, A. (2013). The criminal behaviour in Romanian socio-cultural contemporary context. *Journal of Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 47, 5-18
- Armen, Seyed Aziz; Kafilli, Vahid; Farazmand, Hassan and Moltaft, Hossein (2016), economic factors affecting crime in Iran; Application of soft panel transfer, *Economic Research Journal*, 17(66), 125-150. [In Persian]
- Asgari, A. & Akbari, N. (2008). Spatial Econometrics Methodology, *Theory and Application*, Isfahan University Quarterly, 1 and 2, 122-93. [In Persian]
- Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. *Journal of political economy*, 76(2), 169-217.
- Bjerk, D. (2009). Thieves, thugs, and neighbourhood poverty. *IZA Discussion Paper*, No. 4470.
- Block, M. K., & Heineke, J. M. (1975). A labor theoretic analysis of the criminal choice. *The American economic review*, 65(3), 314-325.
- Bonger, W. A. (1916). Criminality and economic conditions.
- Brenner, M. H. (1976). Estimating the social costs of national economic policy: Implications for mental and physical health, and criminal aggression: A study prepared for the use of the joint economic committee, Congress of the United States (No. 5). US Government Printing Office.
- Cantor, D., & Land, K. C. (1985). Unemployment and crime rates in the post-World War II United States: A theoretical and empirical analysis. *American sociological review*, 317-332.
- Costantini, M., Meco, I., & Paradiso, A. (2018). Do inequality, unemployment and deterrence affect crime over the long run?. *Regional Studies*, 52(4), 558-571.
- Choe, J. (2008). Income inequality and crime in the United States. *Economics Letters*, 101(1), 31-33.
- Dadgar, Y. & Nazari, R. (2012). Investigating the impact of the misery index on crime in Iran, *biannual scientific journal of economic studies and policies*, (24), 63-86. [In Persian]
- Dadgar, Y. & Nazari, R. (2015). Investigating crime in Iran using several economic models, *Legal Research Quarterly*, 19(73), 5-78. [In Persian]
- Dritsakis, N., & Gkanas, A. (2009), The effect of socio-economic determinants on crime rates: An empirical research in the case of Greece with cointegration analysis, *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 2(2).

- Ebrahimi, M., & Chakarzahi, A. (2014). The relationship between the crime rate and inflation and unemployment in Iran, *Strategic Researches of Social Issues of Iran* (Strategic Researches on Security and Social Order), 4(2 (consecutive 10)), 113-127. [In Persian]
- Edmark, K. (2005). Unemployment and crime: Is there a connection?. *Scandinavian Journal of Economics*, 107(2), 353-373.
- Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. *Journal of political Economy*, 81(3), 521-565.
- Elhorst, J. P. (2014). Spatial Econometric: from Cross-sectional Data to spatial Panels, SpringerBriefs, *Heidelberg New York Dordrecht London: Springer*.
- Faaljo, H.; Molla Bahrami, A. & Amiri, H. (2016), Non-linear study of various economic factors affecting the occurrence of crime in Iran, *Assembly and Strategy*, 24 (90), 101-124. [In Persian]
- Farhamand, Sh., Safari, B. & Mousavi, V. (2016). Spatial analysis of the impact of socio-economic factors on the occurrence of crimes in the provinces of Iran with an emphasis on immigration (2015-2016), *Economic Research*, 52(118), 117-138. [In Persian]
- Fatás, A. & Summers, L. H. (2018). The permanent effects of fiscal consolidations, *J. Int. Econ.* 112.
- Fleisher, B. M. (1963). The effect of unemployment on juvenile delinquency. *Journal of Political Economy*, 71(6), 543-555.
- Fleisher, B. M. (1966), The effect of income on delinquency, *The American Economic Review*, 56(1/2), 118-137.
- Florax, R. J., Folmer, H., & Rey, S. J. (2003). Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, 33(5), 557-579.
- Gudarzi Boroujerdi, M.H. & Kamali, M. (2015). the effect of economic environment factors on preventing the occurrence or repetition of crime, *Bushehr Police Science Quarterly*, 9 (34), 43-63[In Persian]
- Hagigatt, J. & Akbar Mousavi, S.S. (2015). Advanced Applied Econometrics with JMulTi, Eview 10 and Stata 15.1 software, Tehran: Noor Alam Publications. [In Persian]
- Han, L. (2010). *Economic analyses of crime in England and Wales (Doctoral dissertation, University of Birmingham)*.
- Heller, P. S. (2005), Understanding Fiscal Space. *IMF Policy Discussion Paper*.
- Kaldi, A. (1381). Crime diversion and prevention. *Social Welfare Quarterly*. 2 (3). 51-72[In Persian]
- Kassem, M., Ali, A., & Audi, M. (2019). Unemployment rate, population density and crime rate in Punjab (Pakistan): an empirical analysis. *Bulletin of Business and Economics (BBE)*, 8(2), 92-104.
- Kose, M. A., Kurlat, S., Ohnsorge, F. & Sugawara, N.(2018), A Cross-Country Database of Fiscal Space, *SSRN Electron. J.* doi:10.2139/ssrn.3013451.
- Lee, L. F., & Yub, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects, *Journal of Econometrics. Journal of Econometrics*, 154, 165.

- LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). Introduction to spatial econometrics. *Chapman and Hall/CRC*.
- Lobonț, O. R., Nicolescu, A. C., Moldovan, N. C., & Kuloğlu, A. (2017). The effect of socioeconomic factors on crime rates in Romania: a macro-level analysis, *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 30(1), 91-111.
- Madah, Majid. (2018). Analysis of the effect of poverty and income inequality on crime (theft) at the level of the country's provinces, *Economic Research Journal*, Year 11, Number 3, 303-324. [In Persian]
- Madah, Majid (2018). study and analysis of the relationship between income inequality and crime rates in Iran, *economic studies and policies*, 7 (17), 75-90. [In Persian]
- Mehrara, M., Mohammadian Nik-Pi, E. (2014). Economic investigation of crime and its interprovincial spillover effects in Iran: a spatial panel approach. *Economic Modeling Scientific Quarterly*, 9(29), 62-43. [In Persian]
- Mehrgan, N. & Fakher Saeed Gershasabi (2010), Income Inequality and Crime in Iran, *Economic Research*, 11(4), 109-125. [In Persian]
- Mehrotra, N. R. et al. (2017), Debt Sustainability in a Low Interest Rate World. Hutchins Cent. Fisc. Monet. Policy
- Memarzadeh, A. & Naqeibi, M. (2018). Investigating the effect of violent crime on the accumulation of human capital in Iran's economy. *Intelligence and Criminal Research Quarterly*, 14, 71-92. [In Persian]
- Merton, R. (1968), Social theory and social structure (2nd ed.), *New York: The Free Press*.
- Mur, J., Herrera, M., & Ruiz, M. (2011). Selecting the W Matrix. *Parametric vs Nonparametric Approaches*.
- Mittal, M., Goyal, L. M., Sethi, J. K., & Hemanth, D. J. (2019), Monitoring the impact of economic crisis on crime in India using machine learning, *Computational Economics*, 53(4), 1467-1485.
- Mohammadi Asl, A. (1385). Juvenile delinquency and theories of social deviance. *Tehran: Science*[In Persian]
- Naqdi, Y., Kaghdzian, S. & Lashkarizadeh, M. (2019), comparing the effects of inflation and unemployment on social security in Iran. *Police Order and Security Research Journal*, 13(3), 1-26. [In Persian]
- Noghani Dekht Bahmani, Mohsen and Mir Mohammad Tabar Seyed Ahmad (2014), Investigating economic factors affecting crime (a meta-analysis of research done in Iran), *Strategic Researches on Security and Social Order of Iran*, 4 (11), 85-102. [In Persian]
- Nunley, J. M., Seals, R. A., & Zietz, J. (2011). *The impact of macroeconomic conditions on property crime*. Auburn Univ., Department of Economics.
- Pan, M., Widner, B., & Enomoto, C. E. (2012). Growth and crime in contiguous states of Mexico. *Review of Urban & Regional Development Studies*, 24(1-2), 51-64.
- Pearl, J. (2009). Causal inference in statistics: An overview. *Stat. Surv.* 3, 96-146.
- Phillips, M. B. (1991). A hedgehog proposal. *Crime & Delinquency*, 37(4), 555-574.

- Porzecanski, A. C. (2018), Debunking the Relevance of the Debt-to-GDP Ratio. *SSRN Electron. J.* doi:10.2139/ssrn.3143244.
- Raphael, S., & Sills M. (2006). Urban crime, race and the criminal justice system in the United States (Chapter thirty: 515–535).
- Rennó Santos, M., Testa, A. & Weiss, D. B. (2021), Inflation and Cross-National Homicide: *Assessing Nonlinear and Moderation Effects Across 65 Countries, 1965–2015*. *Int. Crim. Justice Rev.* 31, 14.
- Robert J. Barro & José F. (2008). Ursúa. Macroeconomic Crises since 1870, *Brookings Pap. Econ. Act.*
- Rosenfeld, R., & Levin, A. (2016). Acquisitive crime and inflation in the United States: 1960–2012. *Journal of quantitative criminology*, 32, 427-447..
- Rozbeh, R. (2017). Investigating the commission of a crime in the criminal system. *Law-Yar magazine*, 2(7), 97-110. [In Persian]
- Sadeghi, H., et al. (2004). analysis of economic factors affecting Berjaram in Iran, *Economic Research*, 68, 63-90. [In Persian]
- Sadeghi, H., Asgharpour, H. & Shaghaghi, V. (2004). Analysis of economic factors affecting crime in Iran, *Economic Research Quarterly*, (68), 63-90. [In Persian]
- Sadeghi, H., Shaghaghi Shahri, V. & Asgharpour, H. (2004). Analysis of Economic Factors Affecting Crime in Iran. *Economic Research*, 68, 63-90. [In Persian]
- Sjoquist, D. L. (1973). Property crime and economic behavior: Some empirical results. *The american economic review*, 63(3), 439-446.
- 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.
- Torruam, J. T., & Abur, C. (2014). The relationship between unemployment, inflation and crime: An application of cointegration and causality analysis in Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(4), 131-137
- Tsushima, M. (2000). Economic structure and crime: the case of Japan. *The Journal of Socio-Economics*, 25(4), 497-515.
- Vega, S. H., & Elhorst, J. P. (2013). On spatial econometric models, spillover effects, and W. In *53rd ERS Congress*, Palermo, Italy, 1-28.
- Vieraitis, L. M., Kovandzic, T. V., & Marvell, T. B. (2007). The criminogenic effects of imprisonment: Evidence from state panel data, 1974–2002. *Criminology & Public Policy*, 6(3), 589-622.
- Wu, D., & Wu, Z. (2012). Crime, inequality and unemployment in England and Wales. *Applied economics*, 44(29), 3765-3775.

Unemployment and Crime in the Iranian Cities A Spatial Econometric Approach

Elham Nobahari
Kamal Sadeghi
Hadi Kheirollahi Zaki

Received: 2023/08/26

Accepted: 2023/11/06

Introduction

Crime is a multifaceted phenomenon that has always attracted the attention of economists, sociologists, lawyers and psychologists. Many experts and economic pioneers consider it necessary to achieve economic development to improve the level of security and reduce crime in the society. Since the occurrence of any phenomenon is affected by various factors, the occurrence of crime as an undesirable phenomenon is not excluded from this rule. Various economic, social and political factors affect crime in society. Identifying these factors can help a lot in the correct understanding and appropriate policy making in order to control and reduce the crime rate in the society. Meanwhile, one of the most important economic factors affecting crime is unemployment. Unemployment is one of the most important macroeconomic variables, which clearly affects many social phenomena, including crime. In this regard, the main goal of the present study is to investigate the relationship between unemployment and crime and to identify factors affecting crime in the Iranian cities. The statistical population of the current research is the cities of Iran and the time range under investigation is 2016.

Methodology

In this study, the spatial causality test was used to investigate the relationship between unemployment and crime. The first step in investigating the spatial causality relationship between the studied variables is to perform the spatial independence test of the variables. In the second step, the existence of spatial dependence between variables is examined. If both the investigated variables have a spatial structure and there is a spatial dependence between the two variables, then the spatial causality test is performed in the third step. In this study, the spatial econometric approach has also been used to estimate the crime model in the cities of Iran. In this regard, the presence of spatial effects in the model has been tested using Moran's I test, and then the most appropriate spatial regression model has been selected and estimated based on the Lagrange coefficient (LM) test and the LR diagnostic tests. The software packages used in this study are Matlab 2023, GeoDa 1.16 and Stata 15.

-
1. Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. (Corresponding Author) Email: enobahar@tabrizu.ac.ir
 2. Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: sadeghiseyedkamal@gmail.com
 3. Master of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: hadykhryallhy@gmail.com

Findings

The results of the spatial tests show that both crime index and unemployment rate have a spatial structure and the spatial dependence between these two variables was also confirmed, so in the third step, the spatial causality has been tested. The results of spatial causality test indicate the existence of a two-way causality relationship between the crime index and the unemployment rate. In other words, unemployment was the cause of crime during the period under investigation, and unemployment also led to the occurrence and increase of crime. According to the results of the spatial causality test, the crime model of the Iranian cities was developed in terms of the unemployment variable and several control variables. In order to estimate the model, the presence of spatial effects was first investigated using Moran's I test. The results of this test indicate the presence of spatial effects in the model. Also, based on the results of the Lagrange coefficient and likelihood ratio tests, the Spatial Durbin Model (SDM) was chosen as the most appropriate method for estimating the model. The results of the estimation of the crime model indicate that the spatial lag coefficient is positive and significant at a high level, which indicates the existence of spatial dependence in the model. The positiveness of this coefficient shows that an increase in crime in one city causes an increase in crime in neighboring cities. Also, according to the results of the research, the variables of unemployment, industrialization, urbanization and divorce rate are the most important variables affecting crime rate. The results show positive and significant relationships between unemployment, urbanization, divorce rate, and crime. The industrialization variable also has a negative and significant effect on crime. Also, the spillover effect of the unemployment variable is negative and significant. Based on the results, the higher the unemployment rate and the urbanization rate in the cities, the crime rate will also increase in those cities. On the other hand, as cities move toward industrialization and the number of industrial enterprises in them increases, the rate of crime will decrease more.

Discussion and conclusion

The findings reveal that, unemployment is one of the most important variables affecting crime in the Iranian cities. So, it is recommended that authorities pay special attention to sustainable policies regarding employment and its proportional distribution in cities. Considering excessive growth of urbanization and its detrimental impact on rampant crime rates, it is suggested that statesmen and policy makers create more facilities and pay special attention to rural areas to provide reverse migration in order to prevent occurrence of various crimes, which are happening due to population increase especially in informal settlements of larger cities.

Keywords: Urban Economics, Crime, Unemployment, Spatial Econometrics, the Iranian Cities

JEL Classification: R23, E24, C21

تأثیر آستانه‌ای عوامل مؤثر بر نسبت چشم‌پوشی با تأکید بر بدهی دولت

سارا قبادی^۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۲

چکیده

با توجه به اهمیت تورم در نظام اقتصادی و مطرح شدن کاهش یا زیان تولیدی ناشی از یک سیاست ضدتورمی به عنوان جزء جدایی‌ناپذیر سیاست‌های کنترل تورم، بررسی نسبت چشم‌پوشی و عوامل مؤثر بر آن که زیان انباشته در تولید واقعی را در نتیجه یک درصد کاهش دائمی در تورم اندازه‌گیری می‌کند و معیاری است که می‌توان با توسل بدان تا حدودی آثار سیاست‌های کنترل تورم اعمال شده از سوی بانک مرکزی را ارزیابی نمود، ضروری به نظر می‌رسد. از این رو در مطالعه حاضر به شناسایی عوامل مؤثر بر نسبت چشم‌پوشی با تأکید بر بدهی دولت در ایران در دوره زمانی ۱۳۷۶:۱-۱۴۰۰:۱ پرداخته شد. برآورد الگوی تحقیق با استفاده از رویکرد غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR) انجام شد. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان می‌دهد که نسبت بدهی دولت با یک وقفه متغیر انتقال تابع نسبت چشم‌پوشی است. با رسیدن متغیر مذکور به حدآستانه‌ای برابر با ۰/۸۱۷، تابع نسبت چشم‌پوشی تغییر رژیم داده و وارد رژیم دوم شده است. نتایج برآورد حاکی از اثر مثبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی و درجه بازبودن تجاری بر نسبت چشم‌پوشی در هر دو رژیم است، به طوری که این اثرات در رژیم دوم تقویت شده است. شفافیت سیاست پولی و هدف‌گذاری تورم در هر دو رژیم اثر منفی بر نسبت چشم‌پوشی داشته‌اند، اما این اثرات در رژیم دوم تقویت شده است. سرعت کاهش تورم علی‌رغم تأثیر بی‌معنی در رژیم اول، در رژیم دوم اثر مثبت و معنی‌داری بر نسبت چشم‌پوشی داشته است.

واژگان کلیدی: نسبت چشم‌پوشی، بدهی دولت، هدف‌گذاری تورم، شفافیت سیاست‌های پولی، مدل

رگرسیون انتقال ملایم

طبقه‌بندی JEL: D82, E58, E52, E30, E31

۱. مقدمه

تورم و تولید از مهم ترین دغدغه های موجود در اقتصاد می باشند، به همین سبب مباحث و الگوهای زیادی درباره این موارد در اقتصاد وجود دارد. با توجه به اینکه دولت ها بالا بردن نرخ رشد اقتصادی را هدف اصلی خود قرار داده اند، دغدغه اصلی بانک مرکزی کنترل نرخ تورم می باشد، به همین دلیل اهمیت ثبات قیمت ها تقریباً در کلیه کشورها به عنوان هدف اصلی سیاست گذاری های پولی در نظر گرفته شده است. بی ثباتی تورم نه تنها موجب خدشه دار شدن اعتبار سیاست گذاران کلان اقتصادی به ویژه بانک مرکزی می شود، بلکه تداوم آن می تواند موارد حاد بی ثباتی سیاسی کشورها را نیز موجب گردد. یکی از وظایف بانک مرکزی در هر کشور کنترل نرخ تورم و مقابله با تورم از طریق سیاست های پولی انقباضی است. در این راستا سیاست های مدیریت تقاضا و به ویژه سیاست های پولی به عنوان یکی از ابزارهای مهم برای نیل به این اهداف می باشد. سیاست های پولی بدون شک یکی از مهم ترین عوامل اثرگذار و تعیین کننده تورم می باشد و با به کارگیری و هدایت صحیح سیاست های پولی می توان ضمن دستیابی به تورم پایین و باثبات به رشد اقتصادی پایدار نیز دست یافت. البته درک صحیح مفهوم کنترل تورم و عوامل اثرگذار بر آن از ضروریات دستیابی به ثبات قیمت ها محسوب می گردد. لذا نیاز به این مطالعات و تکمیل آن ها در راستای راه های کنترل تورم و کاهش هزینه سیاست های تورم زدایی احساس می شود.

براساس گفته بنجامین فریدمن^۱ (۱۹۹۴)، رابطه بین تولید و تورم دلیلی اصلی برای اعمال سیاست پولی بوده است. درحالی که تورم پایین امری سودمند در اقتصاد است، بحث این است که سیاست های ضدتورمی باعث بروز زیان های تولیدی کوتاه مدت و حتی گاهی بلندمدت می گردد. به بیان پاول^۲ (۲۰۲۲)، کاهش تورم احتمال کاهش رشد اقتصادی نسبت به روند پایدار گذشته را فراهم می کند. ارزیابی هزینه سیاست های تورم زدایی، توسط مفهوم نسبت چشم پوشی (یا نسبت فداکاری) صورت می گیرد. بنابراین مفهوم نسبت چشم پوشی در یک تعریف کلی کاهش یا زیان تولیدی ناشی از سیاستی ضدتورمی می باشد (فرزینوش و علی نژاد مهربانی، ۱۳۸۶). خود این نسبت نیز بسته به عوامل مختلفی از جمله: تورم اولیه، سرعت کاهش تورم، میزان تعامل کشور با اقتصاد جهانی از طریق تجارت آزاد و تحرک سرمایه، درجه استقلال بانک مرکزی، هدف گذاری تورم، شفافیت سیاست های پولی، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و چسبندگی اسمی (شامل چسبندگی دستمزدها و قیمت ها)، در کشورها و دوره های زمانی مختلف، متفاوت است. بنابراین، اگرچه بدون شک سیاست پولی مستقیم ترین عامل اثرگذار و تعیین کننده تورم است، با شناخت میزان هزینه های یک سیاست پولی انقباضی با هدف کاهش تورم یا به بیان دیگر، نسبت چشم پوشی و همچنین با شناخت عوامل مؤثر بر این نسبت و وضعیت کشور در زمینه هریک از این عوامل می توان با به کارگیری و هدایت درست سیاست های پولی، ضمن دستیابی به تورم پایین و باثبات به رشد اقتصادی پایدار نیز دست

1. Benjamin Friedman (1994)

2. Powell (2022)

یافت. از آنجا که نرخ تورم از بیش از سه دهه پیش تاکنون در ایران دو رقمی بوده است و اقدام برای کاهش آن یکی از تصمیمات ضروری سیاست‌گذاران در آینده خواهد بود، شناخت عوامل مؤثر بر میزان تأثیر احتمالی سیاست‌های تورمزدایی بر سطح تولید و رشد اقتصادی ضروری است. حال بررسی نسبت چشم‌پوشی می‌تواند به‌عنوان یک راهنمای سیاستی به سیاست‌گذاران درخصوص پیامد رفتارشان اطلاعات مفیدی ارائه نماید. به‌طوری که نسبت چشم‌پوشی بالا، بیانگر نسبت رکود به نسبت شدید فعالیت‌های حقیقی اقتصادی است و در صورت اعمال سیاست‌های انقباضی بایستی منافع بلندمدت نرخ تورم پایین با هزینه‌های آن مقایسه گردد و در صورت مثبت بودن منفعت خالص، سیاست مذکور اجرا گردد. بنابراین شناسایی و کنترل مقدار و میزان نسبت چشم‌پوشی برای توسعه اقتصادی یک کشور بسیار پراهمیت است. به‌هرحال، نکته مسلم اینکه، سیاست‌های تورمزدایی در شرایط و وضعیت‌های مختلف اقتصادی کشورها تأثیرهای متفاوتی بر کاهش تورم و زیان تولیدی همراه آن دارد.

گزارش‌های آماری بانک مرکزی ایران طی سه دهه گذشته، بیانگر وجود تورم بالا در ایران بوده، به‌طوری که تورم در ایران به یک معضل تبدیل شده است. از این‌روی هدف اصلی این پژوهش تحلیل نسبت چشم‌پوشی، شناسایی اجزای تشکیل‌دهنده و عوامل مؤثر بر آن در ایران می‌باشد. لذا مقاله حاضر قصد دارد با مطالعه‌ای دقیق‌تر از عوامل مؤثر بر نسبت چشم‌پوشی به ارائه الگو پرداخته و تأثیر نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجارت، سرعت کاهش تورم، شفافیت سیاست‌های پولی و هدف‌گذاری تورم را بر نسبت چشم‌پوشی در ایران و با استفاده از داده‌های فصلی سال (۱۳۷۶-۱۴۰۰) و رویکرد غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم^۱ (STR) مورد ارزیابی قرار دهد. دانستن این نسبت و عواملی که بر روی این نسبت تأثیر دارند، می‌تواند به‌عنوان یک راهنمای سیاستی به سیاست‌گذاران درخصوص پیامد رفتارشان اطلاعات مفیدی ارائه نماید. بدین منظور مقاله حاضر در ۵ بخش تهیه شده است. در ادامه در بخش دوم به ارائه ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و پیشینه تحقیق درخصوص عوامل مؤثر بر نسبت چشم‌پوشی پرداخته می‌شود. در بخش سوم الگوی تحقیق و متغیرهای مورد استفاده در الگو معرفی می‌شوند. بخش چهارم به ارائه نتایج آزمون‌های آماری و برآورد الگو اختصاص دارد. در بخش پنجم نیز جمع‌بندی و پیشنهادات مبتنی بر نتایج ارائه خواهد شد.

۲. پیشینه پژوهش

در این بخش از پژوهش به بررسی برخی از مهم‌ترین تحقیقات خارجی و داخلی پیرامون عوامل مؤثر بر نسبت چشم‌پوشی پرداخته می‌شود. از مطالعات خارجی مرتبط با موضوع مقاله حاضر می‌توان به مطالعه دمرتسیز^۲ (۲۰۰۷) اشاره کرد که به بررسی تورم و تورم‌انتظاری با شفافیت اطلاعات بانک مرکزی در ۸ کشور صنعتی اروپایی در دهه ۱۹۹۰ پرداخت. نتایج تحقیق نشان دادند که کشورهای

1. Smooth Transition Regression

2. Demertzis (2007)

با شفافیت پایین، دارای ارتباط مثبت با تورم و تورم انتظاری هستند و محقق هیچ مستنداتی مبنی بر مرتبط بودن شفافیت بالای اطلاعات با تورم در این کشورها به دست نیاورد.

کاپوراله و کاپوراله^۱ (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های (۱۹۶۰-۱۹۹۸)، در کشورهای (OECD) که روند تورم زیر بیست درصد داشتند، به بررسی این مسئله پرداختند که آیا ماهیت رژیم‌های سیاسی به توضیح تغییرات بین کشوری و موقتی در هزینه سیاست‌های کاهش تورم که به عنوان نسبت چشم‌پوشی اندازه‌گیری می‌شوند، تأثیرگذار است یا خیر. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که رژیم‌های سیاسی، باز بودن تجارت و عوامل دیگر مثل استقلال بانک مرکزی اثر قابل توجهی بر نسبت چشم‌پوشی دارد.

دانیلز و وان هوس^۲ (۲۰۱۳) به بررسی اثر باز بودن اقتصاد، روی مبادله تورم - محصول پرداختند. در این تحقیق از داده‌های منتخبی از کشورهای پیشرفته طی دوره زمانی (۱۹۷۵-۲۰۰۴) و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای بررسی عوامل مؤثر بر نسبت چشم‌پوشی استفاده شده است. این محققین نتایج ترکیبی و متناقضی به دست آوردند و به این نتیجه رسیدند که میزان و گسترش عبور و باز بودن اقتصاد می‌تواند تعامل اثرگذاری بر رابطه تورم - محصول داشته باشد.

مازومدر^۳ (۲۰۱۴) نسبت چشم‌پوشی پوشی را در دوره (۱۹۶۹-۲۰۰۹) و به روش داده‌های تابلویی در تمامی کشورهای جهان اندازه‌گیری کردند. آن‌ها عواملی از قبیل سرعت کاهش تورم، هدف قرار دادن تورم، استقلال بانک مرکزی و عوامل سیاسی را برای کشورهای (OECD) و غیر (OECD) بررسی نمودند. برای کشورهای (OECD) دریافتند که سرعت کاهش تورم عامل مهمی است، ولی عوامل دیگر یعنی سطح اولیه روند تورم، هدف قرار دادن تورم، استقلال بانک مرکزی از عوامل مؤثر در تعیین نسبت چشم‌پوشی می‌باشند. در کشورهای غیر (OECD) سرعت کاهش تورم اثر معنی‌دار ندارد، در صورتی که استقلال بانک مرکزی عامل تعیین‌کننده مهمی است.

دروکس و هافستر^۴ (۲۰۱۴) به اندازه‌گیری نسبت چشم‌پوشی در همه کشورهای (OECD) با بیش از یک میلیون جمعیت و در دوره (۱۹۹۰-۲۰۰۶) پرداختند. آن‌ها در بررسی‌هایشان از روش داده‌های تابلویی استفاده کردند و دریافتند هدف‌گذاری تورم و کاهش سریع تورم موجب افزایش اعتبارات و در نتیجه کاهش نسبت چشم‌پوشی می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد که هدف‌گذاری تورم نسبت چشم‌پوشی را کاهش می‌دهد ولی اگر کاهش تورم طولانی باشد (حدود سه سال یا بیشتر)، بر نسبت چشم‌پوشی تأثیر نمی‌گذارد.

دانیلز و همکاران^۵ (۲۰۱۴) برای بیست اقتصاد پیشرفته در دوره (۲۰۰۴-۱۹۷۳) با استفاده از روش داده‌های تابلویی تحقیقاتی انجام دادند و دریافتند رابطه معنی‌دار و منفی بین باز بودن تجاری

1. Caporale & caporale (2008)
2. Daniels & Vanhoose (2013)
3. Mazumder (2014)
4. Deroux & Hofstetter (2014)
5. Daniels, et al (2014)

و نسبت چشم‌پوشی وجود دارد.

استوجانویکیج و پترووسکی^۱ (۲۰۲۰) با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی به تحلیل اثر هدف‌گذاری تورم بر نسبت چشم‌پوشی در ۴۴ اقتصاد در حال گذار طی دوره زمانی (۱۹۷۰-۲۰۱۷) پرداختند. نتایج بیانگر آن بود که استقلال بانک مرکزی و شوک‌های خارجی بر نسبت چشم‌پوشی اثر مثبت داشته‌اند. از طرفی باز بودن تجاری و سرعت کاهش تورم منجر به کاهش نسبت چشم‌پوشی شده است.

تتلو^۲ (۲۰۲۲) با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری به بررسی هزینه تولیدی ناشی از کاهش تورم در ایالات متحده آمریکا طی دوره زمانی (۲۰۰۸-۲۰۲۲) پرداخت. نتایج بیانگر آن بود که کاهش تورم منجر به افزایش زیان تولیدی شده و این زیان در طول زمان افزایش یافته است.

دیرکس^۳ (۲۰۲۳) با استفاده از روش داده‌های تابلویی به تحلیل اثر اجرای سیاست پولی انقباضی در راستای کاهش تورم بر نسبت چشم‌پوشی برای منتخبی از کشورهای جنوب شرقی آسیا طی دوره زمانی (۲۰۱۷-۲۰۲۱) پرداخت. نتایج بیانگر آن بود که اجرای سیاست پولی انقباضی منجر به کاهش ۰/۵ درصدی در تولید ناخالص داخلی شده است.

از میان مطالعات داخلی مرتبط با موضوع مقاله حاضر نیز می‌توان به مطالعه فرزین‌وش و علی‌نژاد مهربانی (۱۳۸۶) اشاره نمود که به منظور بررسی آثار سیاست پولی انقباض روی نرخ رشد تولید حقیقی و تورم در ایران طی دوره زمانی (۱۳۶۷:۱-۱۳۸۴:۴) از روش خودتوضیح برداری ساختاری^۴ (SVAR) چهارمتغیره استفاده کردند. متغیرهای مدل شامل سری‌های زمانی فصلی نرخ رشد تولید حقیقی، نرخ رشد نقدینگی، نرخ تورم و نرخ حقیقی می‌باشد که برای دوره به‌کار برده شده است. تحت این روش و با معرفی فروض مشخص و منطبق با اقتصاد ایران، پس از استخراج شوک‌های پولی، نسبت چشم‌پوشی به میزان ۲/۴۷- طی یک دوره شش ساله محاسبه گردیده است. نتایج حاکی از آن است که اعمال سیاست‌های پولی انقباضی جهت کنترل تورم طی یک دوره تقریباً طولانی شش ساله، باعث کاهش روند تورمی می‌شود و علامت منفی نسبت چشم‌پوشی بدین معناست که رابطه بین تغییرات روند تورمی و تغییرات تولید در یک جهت نمی‌باشند. از طرف دیگر با اعمال سیاست پولی انقباضی و رسیدن به روند تورمی پایین‌تر از مقدار اولیه، نرخ رشد تولید افزایش می‌یابد. در نهایت می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در اقتصاد ایران، پس از گذشت یک دوره پنج یا شش ساله، دستیابی به روند تورمی پایین‌تر با نرخ رشد بالاتر تولید ممکن می‌شود و کاهش یک درصد در روند تورم نه تنها باعث کاهش نرخ رشد تولید نمی‌شود بلکه آن را به میزان ۲/۲۷ درصد افزایش می‌دهد. یدالله‌زاده طبری و برادران شرکا (۱۳۹۰) با استفاده از روش رگرسیون تفاضلی به بررسی اثرات چهارچوب هدف‌گذاری تورم بر عملکرد اقتصاد کلان بر حسب رفتار تورم، تولید و تغییرپذیری آن‌ها

1. Stojanovikj & Petrevski (2020)

2. Tetlow (2020)

3. Dierks (2023)

4. Structural Vector Autoregressive Models

در بیست و یک کشور صنعتی و در حال توسعه طی دوره زمانی (۱۹۷۹-۲۰۰۵) پرداختند. شواهد تجربی نشان می‌دهد در مجموع هدف‌گذاری به کشورهای هدف‌گذار در جهت بهبود عملکرد اقتصاد کلان کمک کرده و در فاصله زمانی (۱۹۷۹-۲۰۰۵) اتخاذ رژیم هدف‌گذاری توانسته سطح تورم کشورهای هدف‌گذار را به‌طور معنی‌داری کاهش دهد.

شاهمردادی و صارمی (۱۳۹۲) با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی و با این فرض که هدف بانک مرکزی پیگیری هم زمان نرخ تورم هدف و شکاف تولید است و با توجه به مکانیزم انتقال پولی، به استخراج قاعده سیاست پولی بهینه برای اقتصاد ایران پرداختند که تابعی از شکاف تورم، شکاف تولید و نرخ رشد درآمد‌های نفتی می‌باشد. نتایج تخمین نشان می‌دهد نرخ رشد حجم پول اثری بر شکاف تولید نداشته و به‌طور کامل در انتظارات تورمی انعکاس می‌یابد و یک درصد افزایش درآمد‌های نفتی سبب افزایش چهار درصدی تورم می‌شود.

عرفانی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی هدف‌گذاری تورم در چهارچوب قاعده بهینه سیاست پولی برای ایران طی دوره (۱۳۵۷-۱۳۸۷) پرداختند. این مطالعه مدل بهینه اقتصادی را برای اقتصاد ایران طراحی می‌کند و حالات مختلف هدف‌گذاری تورم داخلی (WPI)^۱ و تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)^۲ را در دو حالت هدف‌گذار انعطاف‌پذیر و چسبنده مقایسه می‌کند. این قاعده با استفاده از سه قید منحنی فیلیپس نئوکینزی، رابطه تقاضای کل، و رابطه تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده با روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد و طراحی شده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد که بانک مرکزی باید از یک ترکیب خطی میان نرخ تورم داخلی و شکاف تولید، نرخ رشد حجم پول، و وقفه‌های آن تبعیت کند و برای قرار گرفتن روی این مسیر بانک مرکزی باید نرخ رشد حجم پول را به منزله ابزار سیاستی انتخاب کند.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از روش داده‌های تابلویی به تحلیل اثر ناطمینانی تورمی بر نسبت فداکاری در ۳۱ کشور در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۱ پرداختند. بدین منظور ناطمینانی تورمی با استفاده از روش واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون تعمیم‌یافته^۳ (GARCH) مدلسازی شد. نتایج حاکی از وجود رابطه مثبت و معنی‌دار بین تورم و ناطمینانی تورمی با نسبت فداکاری است، به نحوی که تأثیرگذاری ناطمینانی بیشتر از تورم بر نسبت فداکاری است. همچنین در این مطالعه درجه باز بودن اقتصاد نتوانسته است نقشی در توضیح نسبت فداکاری ایفا کند و از لحاظ آماری بی‌معنی است. تورش‌ها و ناطمینانی تورمی سرعت تورم‌زدایی را کاهش می‌دهد که این امر منجر به پیدایش چسبندگی دستمزدهای اسمی و قیمت‌ها می‌شود و نسبت فداکاری را بزرگ‌تر می‌کند.

برومند و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) با رویکرد کینزی جدید به بررسی اثر شوک‌های خارجی شامل شوک‌های قیمت نفت، نرخ ارز و تورم جهانی بر

1. Wholesale Price Index

2. Consumer Price Index

3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین بررسی اثر این شوک‌ها بر رفاه اجتماعی در ایران به‌عنوان یک اقتصاد باز کوچک صادر کننده نفت طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ پرداختند. همچنین در مقاله مذکور به پاسخ به این سؤال پرداخته شد که با توجه به آسیب‌پذیری اقتصاد نسبت به شوک‌های خارجی، قاعده سیاست پولی مناسب برای اقتصاد ایران که هم نوسانات اقتصاد کلان را به حداقل برساند و هم نرخ تورم را در سطح پایینی نگه دارد و همچنین رفاه اجتماعی را بهبود دهد کدام است؟ برای پاسخ به سؤال فوق در گام اول، توابع واکنش آنی شوک‌های خارجی با توجه به قواعد سیاست پولی جایگزین شامل قاعده هدف‌گذاری تورم، قاعده هدف‌گذاری تورم هسته و قاعده نرخ ارز تجزیه و تحلیل و با هم مقایسه شد و در نهایت هزینه رفاه مربوط به هر قاعده سیاست پولی محاسبه شد. یافته‌ها حاکی از آن است که قاعده تورم هسته، بهترین قاعده پولی برای ایجاد ثبات هم در تولید و هم در تورم می‌باشد. همچنین به نظر می‌رسد این قاعده بهترین راه برای بهبود رفاه اجتماعی است. وجه تمایز مقاله حاضر با مطالعات پیشین این است که در این مقاله تأثیر آستانه‌ای و غیرخطی عوامل مؤثر بر نسبت چشم‌پوشی در نظر گرفته شده و بر این اساس حدآستانه‌ای که گذر از آن باعث تشدید نسبت چشم‌پوشی می‌شود مشخص می‌شود. این امر به سیاست‌گذاران پولی کمک می‌کند تا در تصمیمات سیاسی خود بتوانند با توجه این حدآستانه از بروز زیان تولیدی بیش از حد بر اثر سیاست‌های کاهش‌دهنده تورم جلوگیری نمایند. این امر به‌ویژه در ایران به‌عنوان کشوری در حال توسعه که ثبات در رشد اقتصادی در کنار ثبات قیمت‌ها از اهمیت زیادی برخوردار است، مهم می‌نماید.

۳. مبانی نظری

۳-۱. مفهوم نسبت چشم‌پوشی

امروزه ثبات قیمت‌ها به‌عنوان هدف اول سیاست‌گذاران پولی تقریباً مورد توافق عمومی است. هرچند دستیابی به هدف مزبور دارای فرآیند پیچیده‌ای می‌باشد. براساس یک توافق عمومی کاهش دائمی سطح تورم موجب افزایش سطح و نرخ رشد بلندمدت تولید واقعی و در نهایت رفاه بلندمدت جامعه خواهد شد. همچنین اعتقاد بر آن است که کاهش تورم همراه با هزینه‌های کوتاه مدتی به شکل زیان تولیدی نیز می‌باشد. براین اساس تصمیمات سیاست‌گذاران درخصوص زمان‌بندی و کاهش تورم بستگی به توازن هزینه و منافع اجتماعی حرکت از یک سطح بالای تورم به سطوح پایین دارد. در یک تعریف کلی، کاهش یا زیان تولیدی ناشی از یک سیاست ضد تورمی به مفهوم نسبت چشم‌پوشی (نسبت از دست رفته) می‌باشد. نسبت چشم‌پوشی زیان انباشته در تولید واقعی را در نتیجه یک درصد کاهش دائمی در تورم اندازه‌گیری می‌کند. دانستن مقدار کمی نسبت چشم‌پوشی برای سیاست‌گذاران پولی یک ضرورت است. چرا که این نسبت یک معیار عینی را درخصوص نتایج سیاست پولی انقباضی ارائه می‌دهد (فرزین‌وش و علی‌نژاد مهربانی، ۱۳۸۶).

۳- ۲. عوامل تعیین کننده نسبت چشم پوشی

در ادبیات اقتصادی به طور سنتی بر دو کانال کلیدی که هدایت کننده نسبت چشم پوشی می باشند، متمرکز شده است که تحت عنوان هزینه های تعدیل ذاتی و هزینه های تعدیل انتظاری خلاصه می شود. هزینه های تعدیل ذاتی که شامل قیمت ها و دستمزدهای ثابت هستند و می تواند از دوره ای به دوره دیگر متفاوت باشد، اما تصور می شود که با تغییرات متوسط پولی تغییر نمی کند. هزینه های تعدیل انتظاری شامل به روزرسانی باورها و تصورات افراد در مورد قیمت ها و دستمزدها و سایر جنبه های اقتصاد است که روند افزایش قیمت ها و همچنین میزان اعتبار سیاست های اتخاذ شده توسط دولت را تعیین می کنند. هزینه های تعدیل انتظاری ممکن است با خط مشی های سیاسی متفاوت باشد (تتلو، ۲۰۲۲).

در ادامه متغیرهای تئوریک مناسبی ارائه می شود که این متغیرها دارای آثار معنی داری بر روی نسبت چشم پوشی هستند.

۱. عوامل سنتی ۱: عواملی نظیر سرعت کاهش تورم، نرخ تورم در ابتدای دوره تورم زدایی به عوامل متغیرهای عملگر سنتی از سیاست گذاری پولی مطرح هستند. یکی از مباحث بحث برانگیز در اقتصاد کلان مدرن، انتخاب بین تورم زدایی تدریجی یا سریع (آتی) و اثرات هر کدام روی تولید حقیقی است. تیلور^۲ (۱۹۸۳) با حمایت از دیدگاه کاهش تدریجی تورم اعلام می کند که با توجه به مدل تعدیل دستمزد وقفه دار، دستمزدها و قیمت ها نیازمند زمان هستند تا با سیاست های پولی انقباضی پولی تعدیل شوند. لذا کاهش سریع در تورم باعث زیان تولیدی بزرگ تر خواهد شد. در مقابل، دو نقطه نظر متفاوت در این مورد وجود دارد. با توجه به دیدگاه اقتصاددانان کینزین جدید مبنی بر وجود «هزینه های فهرست بها»^۳ در اقتصاد، آن ها از سیاست کاهش سریع تورم در مقابل کاهش تدریجی آن حمایت می کنند. این استدلال بر این اساس است که کاهش چشم گیر و سریع تورم در یک زمان خاص، باعث تعدیل قیمت ها شده و روی تولید اثر معنی داری نخواهد داشت. در مقابل تغییرات کوچک در تورم، زیان های تولید را تحریک و بزرگ خواهد کرد. همانطور که آکرلف، یلن و منکیو^۴ (۱۹۸۵) اشاره می کنند وجود هزینه های فیزیکی، نظیر چاپ لیست ها و کاتالوگ های جدید و زمان گران بهای مدیریت و هزینه هایی از این دست که تحت عنوان فهرست هزینه های بها بیان شده اند، باعث می شوند که بنگاه ها به تغییرات جزئی در قیمت واکنشی قیمتی نشان نداده و از تولید خود بکاهند. حال اگر تغییر قیمت ها شدید باشد بنگاه مجبور به تعدیل قیمتی خواهد بود و این امر باعث کاهش نسبت چشم پوشی می گردد. بحث دیگر در حمایت کاهش سریع تورم بحث سارجنت^۵ (۱۹۸۳) است که ادعا

-
1. Traiditional Factors
 2. Teylor (1983)
 3. Menu cost
 4. Akerlof, Yellen & Mankiw (1985)
 5. Sargent (1983)

می‌کند رژیم تغییرات سریع تورم برای مقامات پولی کسب اعتبار می‌کند. به عبارت دیگر، در صورت شفاف عمل کردن مقامات پولی و عدم ایجاد سردرگمی در بین کارگزاران اقتصادی، انتظارات آنان سریعاً تعدیل می‌گردد. عامل سنتی دوم تورم اولیه^۱ است. مدل‌های نیوکینزین پیش‌بینی می‌کنند که سطوح بالای تورمی چسبندگی قیمت را کاهش می‌دهد. بال و همکاران^۲ (۱۹۸۸) این مسئله را با داده‌های مقطع زمانی بین کشوری اثبات کردند. لذا بایستی یک رابطه منفی بین نسبت چشم‌پوشی و تورم اولیه وجود داشته باشد.

۲. عوامل ساختاری: چسبندگی دستمزد اسمی به‌عنوان قدیمی‌ترین عامل ساختاری تعیین‌کننده می‌باشد که تأثیر بالقوه‌ای روی نسبت چشم‌پوشی دارد (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۸). بحث‌های اخیر نیوکینزین‌ها روی نقش چسبندگی‌های قیمت-ستاده در مقابل چسبندگی‌های دستمزد تأکید دارد (منکیو، ۱۹۹۰). سانچز و همکاران^۵ (۱۹۹۹) تنها کسانی هستند که رژیم نرخ ارز را به‌عنوان عاملی تعیین‌کننده وارد معادلات خود کردند، با این استدلال که در اقتصادی که به حد کافی باز باشد، تغییرات نرخ ارز تأثیر بزرگ‌تری روی قیمت‌های داخلی خواهد داشت. یک نرخ ارز غیرشناور تغییرات قیمت نسبی را بین کشورها محدود می‌کند. لذا این امر می‌تواند تأثیرات مستقیمی روی مبادله تورم و تولید داشته باشد. بال و تمپل^۶ (۲۰۰۲) نتیجه‌گیری کردند که شواهد قوی دال بر تأثیرگذاری درجه باز بودن اقتصاد روی رابطه مبادله بین تورم و تولید به دست نیامده است. با این وجود دنیلز و همکاران^۷ (۲۰۰۴). با تحلیل داده‌های تمپل رابطه مستقیم غیرمبهمی را بین درجه باز بودن و نسبت چشم‌پوشی به‌دست آوردند.

۳. عوامل نهادی: این عوامل لزوم محاسبه ساختاری اهدافی را که در بین بانک‌های مرکزی وجود دارد منعکس می‌کند. به‌عنوان اولین عامل نهادی، استقلال بانک مرکزی مورد ملاحظه قرار داده شده است. طبق تعریف لیبی^۹ (۱۹۹۹) استقلال بانک مرکزی به معنی تفویض سیاست پولی به بانک مرکزی است که تصمیمات آن نمی‌تواند به وسیله سیاستمداران رد شود.

هرندورف و همکاران^{۱۰} (۱۹۹۹) ادعا می‌کنند که یک بانک مرکزی مستقل و عاری از وابستگی سیاستی، براساس اصول اقتصادی (نه سیاسی) اقدام به تصمیم‌گیری می‌کند و تحت تأثیر ملاحظات سیاسی و حزبی قرار نمی‌گیرد. مطالعات مختلفی همبستگی مثبت و معنی‌داری را بین استقلال بانک

1. Initial Inflation
2. Ball, et al. (1988)
3. Structural Factors
4. Mankiw (1990)
5. Sanchez, et al. (1999)
6. Ball & Temple (2006)
7. Danies, et al. (2004)
8. Institutional Factors
9. Lippi (1999)
10. Herrendorf, et al. (1999)

مرکزی و نسبت چشم پوشی گزارش داده اند. بیشترین و معمولی ترین تحلیل تئوریکی این نتایج تجربی این است که استقلال بانک مرکزی ممکن است به کاهش سطح تورم کمک کند (به وسیله کاهش دادن عوامل به وجود آورنده تورم تورمی)، اما این موضوع می تواند چسبندگی های دستمزد اسمی را نیز به طور غیرمستقیم افزایش دهد که در نتیجه اندازه نسبت چشم پوشی بزرگ تر خواهد شد. عامل نهادی دوم بحث هدف گذاری تورم است. برنانکی و همکاران^۱ (۱۹۹۹) هدف گذاری تورم را به عنوان «یک چهارچوب برای سیاست پولی که به وسیله اعلان عمومی از اهداف مقداری رسمی (یا دامنه هدف) برای نرخ تورم در طول یک یا چند افق زمانی و به وسیله اعلان های صریح برای تورم پایین و پایدار که هدف عمده و اصلی سیاست پولی در بلندمدت است، مشخص می گردد» تعریف کرده اند. با توجه به اینکه بحث هدف گذاری تورم، بحث نسبتاً جدیدی است و کشورهای اندکی رژیم هدف گذاری را پذیرفته اند، لذا مطالعات تجربی محدودتری در این زمینه صورت گرفته است.

بحث تئوریکی که در قالب ادبیات «ناسازگاری زمانی پویا»^۲ مطرح است، این است که چرا کشورهای منطبق با هدف گذاری تورم بایستی نسبت چشم پوشی کوچک تری داشته باشند. هدف گذاری تورم انگیزه بانک مرکزی را برای نشان دادن رفتار فرصت طلبانه (تورم تورمی) حداقل می کند و این ممکن است اعتبار بانک مرکزی را افزایش دهد و متعاقب آن عموم مردم انتظارات تورمی خودشان را در یک حالت سریع تعدیل کنند. لذا هزینه های سیاست های تورم زدایی کاهش یابد. اما این تحلیل می تواند به صورت دیگری نیز باشد. اگر بانک مرکزی فقط روی اهداف تورمی متمرکز شود، در این صورت شاخص دستمزد اسمی می تواند کاهش یابد و چسبندگی دستمزد اسمی افزایش یابد و به تبع آن نسبت چشم پوشی افزایش یابد (والش^۳، ۱۹۹۵). برنانکی و همکاران (۱۹۹۹) با بررسی رابطه نسبت چشم پوشی و هدف گذاری تورم، دریافتند که انطباق یافتن با هدف گذاری تورم، هزینه های تورم زدایی را کاهش نداده است. به علاوه آن ها بیان کردند که این تغییر رژیم حتی آن را افزایش داده است. با وجود این آن ها تصدیق کردند که نتایج فوق چندان قابل اتکا نیستند، چراکه هم نمونه مورد بررسی کوچک بود و هم دوره زمانی که آن کشورها با هدف گذاری تورم تطبیق یافته بودند، کوتاه بود.

۳-۳. نحوه محاسبه نسبت چشم پوشی

براساس گفته فریدمن^۴ (۱۹۹۴)، رابطه تولید و تورم یک دلیل اصلی برای اعمال سیاست پولی بوده است. در حالی که تورم پایین امری سودمند در اقتصاد است. اما بحث این است که سیاست های ضدتورمی باعث بروز زیان های تولید کوتاه مدت و حتی گاهی بلندمدت می گردد. ارزیابی هزینه های

1. Bernake, et al. (1999)
2. Dynamic time inconsistency
3. Walsh (1995)
4. Friedman (1994)

سیاست‌های تورم‌زدایی، توسط نسبت چشم‌پوشی صورت می‌گیرد. تلاش‌هایی که برای تخمین نسبت چشم‌پوشی صورت گرفته است را می‌توان به دو روش تقسیم کرد:

۱. تخمین‌های ثابت در طول زمان^۱: این روش را اوکان^۲ (۱۹۸۷) شروع کرد. وی با استفاده از تخمین‌های منحنی فیلیپس به تخمین هزینه‌های کاهش تورم برحسب زیان ستاده در دوره مورد نظر پرداخت. گوردن و کینگ^۳ (۱۹۸۲) نسبت‌های چشم‌پوشی را با استفاده از مدل‌های سنتی و مدل اتورگرسیو برداری^۴ (VAR) تخمین زدند. همچنین سچتی و ریچ^۵ (۲۰۰۱) با استفاده از روش اتورگرسیو برداری ساختاری^۶ (SVAR) تخمین نسبت چشم‌پوشی را به‌دست آوردند.

۲. تخمین‌های مورد به مورد^۷: این روش توسط بال (۱۹۹۴) توسعه داده شد. وی این روش را به دو دلیل بر روش اول برتر دانست: از یک طرف روش‌های فوق تخمین‌های نسبت چشم‌پوشی را برای دوره‌های کاهش تورمی و افزایش روند تورمی و یا نوسانات کوتاه‌مدت تقاضای کل یکسان فرض می‌کند و از طرف دیگر نسبت چشم‌پوشی در طول زمان عدد ثابتی تخمین زده می‌شود. تکنیک بال روشی استاندارد در این زمینه به شمار می‌رود و به وسیله مطالعات بی‌شماری اخیراً مورد استفاده قرار گرفته است. این کثرت به کارگیری روش بال شاید به این خاطر است که او یک روش ساده را که تخمینی براساس ادبیات مبادله تورم و تولید سنتی صورت می‌گیرد، معرفی می‌کند و شاید هم به خاطر انتقاداتی باشد که به سایر روش‌ها وارد می‌شود. به هر حال این روش نیز دارای یک سری ایرادات می‌باشد. سچی و ریچ (۲۰۰۱) ایراداتی را به روش محاسبه دوره به دوره وارد می‌کنند که عبارتند از: اول اینکه روش اول به طور کافی تأثیر عوامل غیرپولی بر روی رفتار تورم و تولید را کنترل نمی‌کنند. لذا تخمین معنی‌داری از نسبت چشم‌پوشی نیازمند محاسبه پیچیده‌تری از روش ساده دوره به دوره که مبتنی بر انتخاب دلخواه دوره‌های کاهش تورمی است، می‌باشد و باید روشی به کار برد که بتواند اثرات سیاست پولی را تفکیک کند. دوم اینکه روش دوره به دوره روی دوره‌های کاهش تورمی خاصی تمرکز می‌کند. حال آنکه اثرات یک سیاست پولی انقباضی به دلایل مختلف از جمله چسبندگی‌های بازار، می‌تواند به دوره دیگر نیز سرایت کند. از طرفی دیگر اگر برای سادگی، فرض تقارن در تأثیر سیاست پولی روی تورم و تولید پذیرفته شود، در این صورت دوره‌های افزایش تورمی می‌تواند مانند دوره‌های کاهش تورم حاوی اطلاعات مفیدی در مورد رابطه مبادله بین تورم و تولید باشد. حال آنکه روش فوق این را مد نظر قرار نمی‌دهد. ایراد سومی که سچتی و ریچ درخصوص روش‌های سنتی محاسبه نسبت چشم‌پوشی می‌گیرند مربوط به مطالعات قبلی نظیر گوردن و کینگ (۱۹۸۲) می‌باشد (که آن‌ها با استفاده از مدل‌های VAR معمولی به تخمین نسبت فوق پرداختند). سچی و ریچ بیان

1. Constant over time
2. Okun (1987)
3. Gordon & King (1982)
4. Vector Auto Regression
5. Cecchetti & Rich (2001)
6. Structural Vector Auto Regression
7. Case by Case

می کنند که روش آن ها فرآیندهای سیاستی را به حساب نمی آورد. برخی اقدامات صورت گرفته توسط مقامات پولی به قصد تقویت با جبران شوک های وارده به اقتصاد است. اما تحلیل گوردن و کینگ به تغییرات متغیر سیاستی اجازه نمی دهد که به دو حالت انتقال سیاست و انتقالاتی که ناشی از عکس العمل سیستماتیک به اوضاع اقتصادی است، تجزیه شود. این نوع تجزیه که برای ارزیابی اثر سیاست پولی روی اقتصاد ضروری است، نیازمند تصریح و تخمین یک مدل اقتصادی ساختاری است (فرزینوش و علی نژاد مهربانی، ۱۳۸۶).

۴. روش شناسی پژوهش

با توجه با اینکه تحقیق حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر نسبت چشم پوشی می پردازد، الگوی تحقیق برگرفته از مقاله های دانیلز و همکاران (۲۰۱۴) ۱، مازومدر (۲۰۱۴) ۲ و دروکس و هافستر (۲۰۱۴) ۳ می باشد. لذا به منظور تأمین هدف پژوهش رابطه زیر در نظر گرفته می شود:

$$SR_t = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Debt}{Gdp} \right)_t + \beta_2 Open_t + \beta_3 Speed_t + \beta_4 Trans_t + \beta_5 It_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

در معادله (۱) متغیرها شامل موارد زیر هستند:

SR : نسبت چشم پوشی

It : هدف گذاری تورم

$Debt/Gdp$: نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی

$Open$: درجه باز بودن تجارت

$Speed$: سرعت کاهش تورم

$Trans$: شفافیت سیاست های پولی

ε : جز اخلاص

$t = 1, 2, \dots, n$: گویای زمان می باشد.

برای دستیابی به هدف این پژوهش از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) که یک الگوی تعیین حد آستانه است، استفاده می شود. معادله (۱) برای بررسی درستی غیرخطی بودن اثر متغیرهای هدف گذاری تورم، نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری، شفافیت سیاست های پولی و سرعت کاهش تورم بر نسبت چشم پوشی براساس روش STR به پیروی از تراسورتا (۲۰۰۴) ۴ به معادله زیر تبدیل می شود:

$$SR_t = \sigma' X_t + (\Omega' X_t).T(\gamma, c, s_t) + \xi_t \quad (2)$$

در معادله (۲)، X_t برداری از متغیرهای مستقل $(\left(\frac{Debt}{Gdp} \right)_t, Open_t, Speed_t, Trans_t, It_t)$ ، $\sigma' = (\sigma_0, \sigma_1, \dots, \sigma_z)'$ بردار ضرایب بخش خطی و $\Omega' = (\Omega_0, \Omega_1, \dots, \Omega_z)'$ بردار ضرایب بخش

1. Daniels, et al. (2014)

2. Mazumder (2014)

3. Deroux & Hofstetter (2014)

4. Terasvirta (2004)

غیرخطی الگو است. C حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم، γ سرعت انتقال بین رژیم‌ها، s_t متغیر انتقال، T تابع انتقال و t جزء خطای الگو است.

در روش STR انتقال بین رژیم‌های مختلف با تابع لاجستیک^۱ ($LSTR$) یا تابع نمایی^۲ ($ESTR$) تبیین می‌شود (گلخندان، ۱۳۹۵). اگر الگوی STR به روش لاجستیک ($LSTR$) باشد، تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$T_1(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(s_t - c)}} \quad (۳)$$

در رابطه (۳) T_1 تابعی یکنواخت از متغیر انتقال s_t است و در بازه ۰ و ۱ قرار می‌گیرد. C نقطه آستانه‌ای را مشخص می‌کند که بین دو رژیم حدی قرار می‌گیرد. γ نیز نشان می‌دهد انتقال تابع T_1 از صفر به یک با چه سرعتی انجام می‌شود. با فرض وجود یک حد آستانه، تابع انتقال با عنوان $LSTR_1$ دارای دو رژیم خطی است، به طوری که با میل کردن پارامتر شیب (سرعت انتقال) به سمت بی‌نهایت، در صورتی که $s_t > C$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی یک و زمانی که $s_t < C$ باشد، تابع انتقال مقدار عددی صفر را دارد (آسلانیدیس و خپادیس، ۲۰۰۵). در صورتیکه پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، الگو به یک رگرسیون خطی تبدیل می‌شود. اگر الگو دارای دو حد آستانه باشد و پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، تابع انتقال سه رژیمی خواهد بود که با عنوان $LSTR_2$ نامگذاری شده است (گلخندان، ۱۳۹۵).

نوع دیگر الگو در روش STR، به صورت تابع نمایی ($ESTR$) است. این الگو شکل تغییر یافته الگوی $LSTR_2$ است که تابع انتقال آن به صورت زیر است (کاوکلر و همکاران، ۲۰۰۸):

$$T_2(\gamma, c, s_t) = 1 - e^{-\gamma(s_t - c)^2} \quad (۴)$$

در الگوی STR مطرح شده توسط ون دیک و همکاران^۵ (۲۰۰۰)، متغیر انتقال می‌تواند وقفه‌های متغیر درونزا و برونزا، روند زمانی خود متغیر برونزا و یا تابعی از متغیرهای درونزا و برونزا باشد. برای برآورد الگوی STR ابتدا باید با تنظیم یک الگوی خطی AR وقفه بهینه متغیرهای وابسته و مستقل با توجه به معنی‌داری آماری بالاترین وقفه متغیرها در الگو محاسبه شود. سپس با آزمون خطی بودن مدل از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب متغیر انتقال مناسب و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم آگاهی پیدا کرد. فرضیه صفر خطی بودن مدل به صورت $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ و آماره آزمون آن F می‌باشد. در صورت تایید رابطه غیرخطی، باید الگوی مناسب برای برآورد از میان روش لاجستیک ($LSTR$) و تابع نمایی ($ESTR$) انتخاب شود (راسخی و منتظری، ۱۳۹۴). برای تشخیص نوع مدل غیرخطی باید سلسله آزمون‌های زیر روی مدل انجام شود:

1. Logistic function
2. Exponential function
3. Aslanidis & Xepapadeas (2005)
4. Kavkler, et al. (2008)
5. Van Dijk, et al. (2000)

$$\begin{aligned}
 H_{04}: \beta_3 &= 0 \\
 H_{03}: \beta_2 &= 0 \mid \beta_3 = 0 \\
 H_{02}: \beta_1 &= 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0
 \end{aligned}
 \quad (5)$$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر مذکور با F_2 ، F_3 و F_4 نشان داده می‌شود. در صورت رد فرضیه H_{03} مدل $LSTR_2$ یا مدل ESTR تایید می‌شود، که با فرضیه آزمون صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو مدل را انتخاب کرد. در صورت رد فرضیه‌های H_{02} و H_{04} ، مدل $LSTR_1$ انتخاب می‌شود (خانزادی و همکاران، ۱۳۹۷).

در این پژوهش به جهت همسان‌سازی واحدهای متغیرهای الگوی برآوردی، ابتدا متغیرها استاندارد شده و سپس برآوردها با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۰۱ انجام می‌شود.

۴-۱. توصیف متغیرهای الگو

۴-۱-۱. نسبت چشم‌پوشی

این نسبت به‌عنوان نسبت کاهش در روند محصول در ارتباط با تغییر در روند تورم برای یک دوره کاهش تورم است. روند میانگین تورم، مقدار تورم در طول هشت فصل بر محور یک سال است، به‌گونه‌ای که یک سال به‌عنوان مبدأ در نظر گرفته می‌شود (دانیلز و وان هوس، ۲۰۱۳). براساس تعریف، نسبت ازدست‌رفته، زیان انباشته تولید در یک دوره ضد تورمی می‌باشد. نسبت ازدست‌رفته (چشم‌پوشی شده) براساس تعریف عبارت است از:

$$SR = \frac{\sum_{s=0}^T \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon m_1}}{\frac{\partial \prod_{t+T}}{\partial \varepsilon m_t}} \quad (6)$$

صورت کسر در رابطه (۶) میزان انباشته عکس‌العمل رشد اقتصادی نسبت به شوک پولی بوده در حالیکه در مخرج صرفاً اثر نهایی تغییر در تورم در اثر یک شوک پولی ظاهر می‌شود. بزرگ‌تر بودن نسبت مزبور از واحد به معنی آن است که در اثر یک انحراف معیار شوک پولی، زیان تولید به مراتب بیشتر از کاهش تورم می‌شود.

۴-۲. هدف‌گذاری تورم

روش هدف‌گذاری تورم در قالب سیاست پولی بهینه تعریف می‌شود. سیاست پولی بهینه از حداقل کردن تابع زیان اجتماعی با توجه به قید مکانیزم انتقال پولی حاصل می‌شود. تابع زیان اجتماعی بر حسب متغیرهایی مطرح می‌شود که بانک مرکزی برای آن‌ها هدف تعریف کرده و مایل است سیاست پولی را به گونه‌ای بیان کند که به آن هدف دست یابد. اگر در تابع زیان، نرخ تورم به‌عنوان هدف تعریف شود، آنگاه سیاست هدف‌گذاری تورم نامیده می‌شود. در این مطالعه مبتنی بر مقاله ایچنگرین^۳ (۲۰۰۲)، هدف‌گذاری تورم به‌دست آمده است.

$$\pi_t^* = \pi_t + (y_t - \bar{y}) + (e_t - e_{t-1}) \quad (7)$$

در رابطه (۷)، π_t و π_t^* به ترتیب نرخ تورم و نرخ تورم هدف گذاری شده هستند، $(y_t - \bar{y})$ انحراف محصول از سطح بالقوه آن است، e نرخ ارز (قیمت دلاری پول کشور) می باشد (کالوو و رین هارت، ۲۰۰۲).

۴ - ۳. نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی^۲

نسبت بدهی انباشت شده به تولید ناخالص داخلی برای دولت ها نشان دهنده توانشان برای بازپرداخت وام های موجودشان و بازپرداخت وام هایی است که دریافت خواهند کرد. افزایش این نرخ به معنای ناتوانی دولت در بازپرداخت وام ها در موجود و محدودتر شدن توان بازپرداخت وام های جدید است (دادپی، ۱۳۸۹).

۴ - ۴. درجه باز بودن تجارت^۳

درجه باز بودن اقتصاد به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی تعریف می گردد و توسعه یافتگی و تنوع اقتصادی را منعکس می کند (برانسون، ۱۹۹۷).

۴ - ۵. سرعت کاهش تورم^۴

سرعت کاهش تورم برابر است با نسبت کل مقدار کاهش تورم به طول دوره زمانی که در طی آن تورم کاهش یافته است. این نسبت به عنوان نسبتی از یک به طول است و منظور از طول مدت زمان دوره در فصل می باشد (دروکس و هافستر، ۲۰۱۴). در مطالعه حاضر این متغیر به صورت مجازی در نظر گرفته شده است. در سال هایی که کاهش سرعت تورم وجود داشته است عدد یک و در صورتی که عدم کاهش سرعت تورم وجود داشته است، عدد صفر در نظر گرفته شده است.

۴ - ۶. شفافیت سیاست های پولی

از معیارهای مهم در انتخاب ابزار سیاست پولی، شفافیت ابزار است. بنا به تعریف آن ابزاری شفاف تر است که بتواند اقدامات سیاست گذار پولی را بهتر و سریع تر برای عموم آشکار سازد (همتی، ۱۳۹۰). با استفاده از داده های موجود، شاخص تعریف شده برای شفافیت به صورت رابطه زیر در نظر گرفته شد:

1. Calvo & Reinhart (2002)
2. Debt to Gross Domestic Product Ratio
3. Trade openness
4. Branson (1997)
5. Speed of disinflation

$$TIBL_t = \begin{cases} 1 & \text{if } INF_t = INF_t^* \\ 0 & \text{if } INF_t < INF_t^* \end{cases}$$

$$\frac{1}{INF_i^{bound}} (-INF_t) \quad \text{if } INF_i^{lower-bound} < INF_t < INF_i^{upper-bound} \quad (8)$$

$$\text{if } INF_t \geq INF_i^{upper-bound} \text{ or } INF_t \leq INF_i^{lower-bound}$$

در رابطه (۸) INF_i شاخص قیمت مصرف کننده، INF_t^* تورم به صورت ماهانه، INF_i^{bound} فاصله زمانی تورم در هر سال، INF_i^* تورم به صورت سالانه در نظر گرفته شد و محاسبه گردید و شاخص شفافیت گذشته نگر ($TIBL_t$) شاخص شفافیت مشاهدات گذشته بر عملکرد بانک مرکزی لحاظ شد که وقتی شفافیت بالا باشد این شاخص برابر یک و اگر تورم خیلی بالا باشد و به عبارتی شفافیت خیلی پایین باشد شاخص فوق برابر صفر خواهد بود (حسینی و شاهنوشی، ۱۳۹۳).

در این مقاله کلیه داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش از سایت بانک مرکزی ایران برای دوره زمانی فصل اول سال ۱۳۷۶ تا فصل اول سال ۱۴۰۰ استخراج شده است.

۵. نتایج

۵-۱. آمار توصیفی

جدول (۱) نتایج آمار توصیفی متغیرهای الگوی (۱) را ارائه می‌کند.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای الگوی (۱)

نام متغیر	علامت اختصاری	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	واحد اندازه‌گیری
نسبت چشم‌پوشی	SR	۰/۶۱۵	۱	۰	۰/۱۲۰	امتیاز ۰-۱
هدف‌گذاری تورم	IT	۰/۶۱۸	۱	۰	۰/۲۵۲	درصد
نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی	Debt/Gdp	۰/۲۹۳	۰/۸۳۹	۰/۰۰۳	۰/۱۸۸	درصد
درجه باز بودن تجارت	Open	۰/۴۸۹	۰/۹۲۵	۰/۲۹۴	۰/۱۰۰	درصد
شفافیت سیاست‌های پولی	Trans	۰/۲۰۲	۱	۰	۰/۱۹۳	امتیاز ۰-۱

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵ - ۲. آزمون ریشه واحد هگی

پیش از برآورد مدل لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین مورد آزمون قرار گیرد؛ زیرا نامانایی متغیرها چه در مورد سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. در مورد داده‌های سری زمانی که با تواتر زمانی فصلی مورد استفاده قرار می‌گیرند، برای آزمون مانایی از آزمون مانایی فصلی هگی (HEGY) ۱ استفاده می‌شود. فرضیه صفر در این آزمون مبنی بر وجود ریشه واحد می‌باشد. در صورتی که مقدار آماره محاسبه‌شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد فرض مبنی بر نامانایی رد خواهد شد.

جدول ۲: نتایج حاصل از آزمون مانایی هگی

نام متغیر	علامت اختصاری متغیر	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه آزمون
نسبت چشم‌پوشی	SR	۱۳/۳۰	۰/۰۰۰	متغیر مانا است
هدف‌گذاری تورم	IT	۱۰/۷۶	۰/۰۰۲	متغیر مانا است
نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی	Debt/Gdp	-۱۷/۲۸	۰/۰۰۰	متغیر مانا است
درجه باز بودن تجارت	Open	۶/۶۲	۰/۰۴۳	متغیر مانا است
شفافیت سیاست‌های پولی	Trans	۳/۷۶	۰/۰۲۱	متغیر مانا است

(منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار ۱۰ Eviews)

مطابق با جدول (۲) تمامی متغیرها مانا هستند و می‌توان بدون نگرانی از ایجاد رگرسیون کاذب به برآورد الگو اقدام کرد.

۵ - ۳. نتایج آزمون‌های آماری و برآورد الگو

برای تعیین وقفه‌های بهینه متغیرها در الگوی STR به‌منظور صرفه‌جویی در درجه آزادی، از معیار شوارتز استفاده می‌شود. بر این اساس در الگوی (۵) وقفه بهینه برای متغیر وابسته یعنی نسبت چشم‌پوشی برابر با صفر است. وقفه بهینه متغیرهای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی برابر با ۲، وقفه بهینه متغیرهای درجه باز بودن تجاری، شفافیت سیاست پولی و هدف‌گذاری تورم برابر با ۳ و وقفه بهینه سرعت کاهش تورم برابر با صفر حاصل شده است. نتایج آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب متغیر انتقال مناسب، تعیین نوع الگو و تعداد رژیم‌های الگوی غیرخطی برای الگوی (۵) در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: آزمون غیر خطی بودن، انتخاب متغیر انتقال و تعیین نوع مدل

احتمال آماره						احتمال آماره					
مدل پیشنهادی	F ₄	F ₃	F ₂	F	متغیر	مدل پیشنهادی	F ₄	F ₃	F ₂	F	متغیر انتقال
Linear	۰/۳۶۶	۰/۴۲۳	۰/۱۰۵	۰/۲۵۹	Trans _t	ESTR	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	۰/۰۰۷	$\left(\frac{Debt}{Gdp}\right)_t$
Linear	۰/۴۹۲	۰/۲۱۷	۰/۲۱۱	۰/۳۱۱	Trans _{t-1}	LSTR1	۰/۰۰۲	۰/۰۲۳	۰/۷۵۴	۰/۰۰۰	$+\left(\frac{Debt}{Gdp}\right)_{t-1}$
Linear	۰/۴۸۳	۰/۶۳۵	۰/۲۹۰	۰/۵۱۲	Trans _{t-2}	LSTR1	۰/۰۰۲	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	$\left(\frac{Debt}{Gdp}\right)_{t-2}$
Linear	۰/۲۳۸	۰/۵۴۱	۰/۲۶۵	۰/۲۵۰	Trans _{t-3}	Linear	۰/۸۱۶	۰/۴۴۰	۰/۰۰۰	۰/۲۱۸	Open _t
Linear	۰/۶۹۶	۰/۱۳۱	۰/۰۳۷	۰/۲۸۷	It _t	LSTR1	۰/۰۰۰	۰/۱۵۸	۰/۳۰۴	۰/۰۱۷	Open _{t-1}
Linear	۰/۶۲۵	۰/۰۹۱	۰/۰۳۳	۰/۲۰۸	It _{t-1}	LSTR1	۰/۰۵۸	۰/۲۴۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	Open _{t-2}
Linear	۰/۳۱۵	۰/۶۰۷	۰/۰۲۵	۰/۲۰۶	It _{t-2}	Linear	۰/۵۳۶	۰/۳۱۶	۰/۰۰۱	۰/۰۹۶	Open _{t-3}
Linear	۰/۶۷۵	۰/۳۱۲	۰/۰۱۵	۰/۳۲۳	It _{t-3}						

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F ارائه شده در جدول (۲) فرضیه صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای متغیرهای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی و وقفه های اول و دوم آن و همچنین وقفه اول و دوم متغیر درجه باز بودن تجاری رد می شود و رابطه غیرخطی پذیرفته می شود. این در حالی است که فرضیه خطی بودن برای متغیرهای درجه باز بودن تجاری و وقفه سوم آن، شفافیت سیاست پولی و وقفه های اول، دوم و سوم آن و همچنین متغیر سرعت کاهش پول و تمامی وقفه های آن رد نمی شود. هر یک از متغیرها که مدل غیرخطی برای آن تایید شده است قابلیت انتخاب به عنوان متغیر انتقال را دارند. اما نتایج جدول (۳) نشان می دهد که مناسب ترین متغیر انتقال، متغیر نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی با یک وقفه $\left(\frac{Debt}{Gdp}\right)_{t-1}$ است که احتمال آماره F آن صفر به دست آمده و فرضیه خطی بودن برای آن به طور قوی رد شده است. از آنجا که ارزش احتمال آماره های F_2 ، F_3 و F_4 برای متغیر انتقال $\left(\frac{Debt}{Gdp}\right)_{t-2}$ به ترتیب برابر با ۰/۷۵۴، ۰/۲۲۳ و ۰/۰۰۲ است، الگوی پیشنهادی مناسب LSTR₁ (مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه ای و دو رژیم حدی) است.

جدول ۴: نتایج آزمون های فروض کلاسیک در الگو

آزمون	خودهمبستگی سریالی بروش - گادفری ۱	ناهمسانی واریانس وایت ۲	نرمال بودن جاکو - برا ۳
آماره	۳۰/۶۶	۰/۹۹	۶/۳۵
احتمال آماره	۰/۰۰۰	۰/۵۰۲	۰/۱۷۰
نتیجه آزمون	وجود خودهمبستگی سریالی	عدم وجود ناهمسانی واریانس	نرمال بودن اجزای خطا

(منبع: یافته‌های پژوهش)

انجام آزمون‌های فروض کلاسیک در این الگو براساس نتایج جدول (۴) بیانگر آن است که فرضیه خودهمبستگی جملات خطا رد نمی‌شود. اما فرضیه ناهمسانی واریانس و نرمال نبودن اجزای خطا رد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد الگو با متغیر انتقال $(\frac{Debt}{Gdp})_{t-1}$ به روش LSTR1، پس از برطرف کردن خودهمبستگی سریالی جملات خطا ۴ در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵: نتیجه برآورد الگوی (۵)

متغیر	بخش خطی		متغیر	بخش غیر خطی		متغیر	بخش خطی		
	احتمال	ضریب		احتمال	ضریب		احتمال	ضریب	
$(\frac{Debt}{Gdp})_t$	۰/۰۰۰	۷/۹۶	۰/۶۳۰	۰/۰۰۵	Trans _t	۰/۰۰۰	۳/۳۸۰	۰/۳۸۰	-۰/۰۱۱
$(\frac{Debt}{Gdp})_{t-1}$	۰/۰۰۰	-۳/۸۳	۰/۴۰۷	-۰/۰۵۳	Trans _{t-1}	۰/۰۰۰	-۴/۷۹۰	۰/۵۵۱	۰/۰۰۶
$(\frac{Debt}{Gdp})_{t-2}$	۰/۰۰۰	-۴/۹۹	۰/۱۸۰	۰/۰۶۵	Trans _{t-2}	۰/۰۰۰	۴/۷۷۲	۰/۰۰۰	۰/۲۵
Open _t	۰/۱۳۱	۰/۰۴۲	۰/۰۷۲	-۰/۰۰۵	Trans _{t-3}	۰/۰۰۰	-۰/۲۴۰	۰/۷۲۳	۰/۰۱۳
Open _{t-1}	۰/۰۰۰	۰/۴۸	۰/۲۰۸	-۰/۰۱۱	Speed _t	۰/۰۰۰	۰/۴۵۳	۰/۲۵۰	۰/۰۵۴
Open _{t-2}	۰/۰۰۰	۰/۵۴۷	۰/۸۳۲	-۰/۰۱۴	It _t	۰/۰۰۰	۰/۷۱۷	۰/۵۹۸	۰/۰۴۰
Open _{t-3}	۰/۰۸۷	-۰/۰۷۴	۰/۵۲۵	-۰/۰۲۷	It _{t-1}	۰/۰۰۰	۰/۰۱۵	۰/۰۰۰	۰/۰۶۷
trend	۰/۰۰۵	-۰/۱۹۰	۰/۳۰۳	-۰/۰۶۳	It _{t-2}	۰/۰۰۰	۰/۱۰۸	۰/۴۴۴	۰/۰۰۱
β_0	۰/۰۰۰	-۰/۴۲۳	۰/۰۷۶	-۰/۰۳۰	It _{t-3}	۰/۰۰۰	-۴/۳۵۳	۰/۰۰۰	۰/۶۳۳
$\gamma = ۵/۲۱$ $c = ۰/۸۱۷$ $s_t = (\frac{Debt}{Gdp})_{t-1}$					$\bar{R}^2 = ۸۸$		$R^2 = ۹۲$		
c و γ به ترتیب بیانگر متغیر انتقال، حدآستانه و شیب هستند.									

(منبع: یافته‌های پژوهش)

1. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
2. White Heteroskedasticity Test
3. Jarque Bera Normality Test

۴. برطرف کردن خودهمبستگی جملات خطا از طریق روش HAC در نرم‌افزار ایویوز انجام شده است.

نتایج حاصل از آزمون های عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها و ثبات پارامترها در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۶): نتایج آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها و ثبات پارامترها

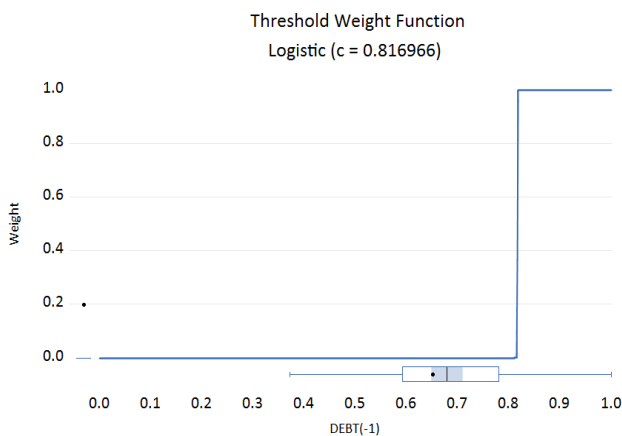
نوع آزمون	آماره	احتمال	نتیجه آزمون
آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها	۲/۲۶	۰/۱۰۷	عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها
آزمون ثبات پارامترها	۳/۲۶	۰/۰۳۱	ثبات پارامترهای برآوردی

(منبع: یافته های پژوهش)

براساس جدول (۵) فرضیه صفر آزمون عدم وجود رابطه غیرخطی در پسماندها را نمی توان رد کرد. احتمال آماره F آزمون ثبات پارامترها نیز حاکی از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر عدم ثبات پارامترهای الگوها می باشد. بدین ترتیب الگو به درستی برآورد شده اند و نتایج آن قابل اعتماد است. مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۴) برای الگوی (۶) مقدار حد آستانه متغیر انتقال $(\frac{Debt}{Gdp})_{t-1}$ برابر با ۰/۸۱۷ حاصل شده است. این حد نقطه انتقال تابع نسبت چشم پوشی و شروع رژیم حادی دوم را نشان می دهد. بدین ترتیب زمانی که وقفه اول نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی هنوز به مقدار ۰/۸۱۷ درصد نرسیده است، تابع نسبت چشم پوشی در رژیم حادی اول قرار دارد و پس از رسیدن متغیر مذکور به مقدار ۰/۸۱۷ درصد، تابع فوق در رژیم حادی دوم قرار می گیرد. به عبارتی نسبت چشم پوشی با گذر وقفه اول نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی از حد آستانه، تغییر رژیم می دهد. پارامتر شیب نیز که بیانگر سرعت انتقال از رژیم اول به رژیم دوم است برابر با ۵/۲۱ به دست آمده است.

در روش STR برآیند ضرایب معنی دار متغیر و وقفه های آن در هر رژیم محاسبه می شود. در رژیم اول (قبل از رسیدن به حد آستانه)، برآیند اثر متغیر نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی و وقفه های آن بر نسبت چشم پوشی برابر با ۰/۲۵ بوده و در رژیم دوم (پس از گذر از حد آستانه) این اثر برابر با ۳/۳۶۲ شده است. بنابراین نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم بر نسبت چشم پوشی اثر مثبت داشته، اما میزان اثر آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول به طور چشمگیری بیشتر است. برآیند اثر متغیر درجه بازبودن تجاری و وقفه های آن بر نسبت چشم پوشی در رژیم اول و دوم برابر با ۰/۰۶۷ و ۰/۹۴۵ است که از مثبت بودن اثر درجه بازبودن تجاری بر نسبت چشم پوشی در هر دو رژیم حکایت دارد، اما میزان اثر آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول افزایش قابل توجهی داشته است. برآیند اثر متغیر شفافیت سیاست پولی و وقفه های آن بر نسبت چشم پوشی در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با ۰/۰۵ و -۰/۸۶ است که نشان می دهد متغیر شفافیت سیاست پولی در هر دو رژیم بر نسبت چشم پوشی اثر منفی داشته، اما میزان اثر آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول بزرگتر است. برآیند اثر متغیر هدف گذاری تورم و وقفه های آن بر نسبت چشم پوشی در

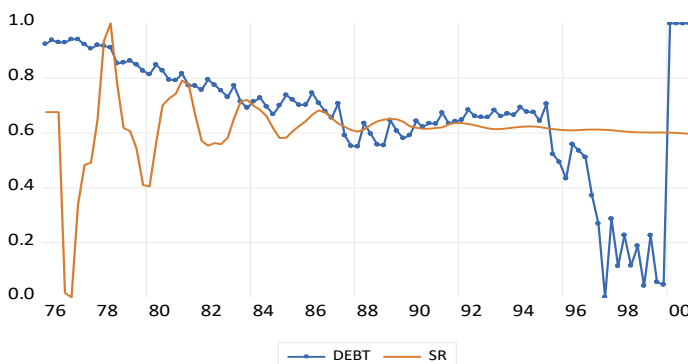
رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با $0/03$ و $0/14$ - است که نشان می‌دهد هدف‌گذاری تورم در هر دو رژیم بر نسبت چشم‌پوشی اثر منفی داشته، اما میزان اثر آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول بزرگ‌تر است. برآیند اثر سرعت کاهش تورم بر نسبت چشم‌پوشی در رژیم اول از نظر آماری بی‌معنی است اما در رژیم دوم معنادار شده و برابر با $0/48$ است. شکل تابع انتقال برای تابع نسبت چشم‌پوشی که به صورت لاجستیک و با وجود یک حدآستانه و دو رژیم مختلف می‌باشد به صورت زیر است:



نمودار ۱: تابع انتقال الگوی (۵)

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نمودار (۲) روند زمانی نسبت چشم‌پوشی در ایران طی دوره زمانی مورد بررسی (۱۳۷۶-۱۴۰۰) را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۷۹، میزان نسبت بدهی دولت از حد آستانه ($0/817$) عبور کرده است. نمودار نسبت چشم‌پوشی نیز نشان می‌دهد با یک دوره وقفه یعنی از سال ۱۳۷۷ تا ۱۳۷۸ نسبت چشم‌پوشی در ایران افزایش قابل توجهی را تجربه نموده است.



نمودار ۲: روند زمانی نسبت چشم‌پوشی و نسبت بدهی دولت (متغیر انتقال)

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۶. نتیجه گیری

در این پژوهش به شناسایی عوامل مؤثر بر نسبت چشم پوشی با تأکید بر بدهی دولت در کشور ایران و با استفاده از داده های فصلی طی دوره زمانی (۱۳۷۶-۱۴۰۰) پرداخته شد. برای برآورد الگوی تحقیق از رویکرد غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده شد. نتایج به دست آمده از برآورد الگو بیانگر آن است که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی با یک وقفه متغیر انتقال تابع نسبت چشم پوشی است. به طوری که با رسیدن وقفه اول نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی به حد آستانه ۰/۸۱۷ تابع نسبت چشم پوشی وارد رژیم حدی دوم می شود. نتایج حاکی از آن است که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، درجه بازبودن تجاری در هر دو رژیم اثر مثبتی بر نسبت چشم پوشی داشته اند، به طوری که این اثر در رژیم دوم نسبت به رژیم اول تقویت شده است. متغیر سرعت کاهش تورم نیز در رژیم دوم بر نسبت چشم پوشی اثر مثبت داشته است. از طرفی متغیرهای شفافیت سیاست پولی و هدف گذاری تورم در هر دو رژیم اثر منفی بر نسبت چشم پوشی داشته اند، اما این اثر در رژیم دوم تقویت شده است.

در رابطه با اثر مثبت نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی بر نسبت چشم پوشی می توان گفت افزایش بدهی دولت، ثروت دارندگان اوراق قرضه را افزایش می دهد، البته به شرط آنکه سایر اقلام ثروت ثابت باشد، بنابراین قیمت اوراق قرضه بلندمدت افزایش می یابد، تقاضای کل افزایش یافته و سطح قیمت نیز افزایش می یابد. در این حالت عرضه پول که درونزا و تابعی از تقاضا و مقدار بدهی دولت است، در تطابق با تقاضای پول نیز افزایش می یابد. در این صورت، سطح قیمت که عامل متعادل کننده ارزش اسمی آتی ثروت تنزیل شده و ارزش اسمی بدهی عمومی است افزایش می یابد. بنابراین هزینه سیاست های تورم زدایی افزایش پیدا کرده و درنهایت منجر به افزایش نسبت چشم پوشی می شود. نتایج مطالعات مازومدر (۲۰۱۴) مطابق نتایج یافته های این تحقیق است.

سیاست پولی انبساطی می تواند تحت شرایطی به مازاد تقاضا در اقتصاد منجر شده و در نتیجه باعث افزایش سطح عمومی قیمت ها شود و فشار برای افزایش قیمت ها می تواند از طریق واردات و در نتیجه توسط تغییر در تراز پرداخت ها کاهش یابد. در واقع، باز بودن تجاری ممکن است بخشی از فشار تورمی را به تراز پرداخت ها منتقل کرده و در نتیجه، افزایش متوسط در سطح عمومی قیمت ها کمتر باشد. به بیان دیگر، هزینه سیاست های تورم زدایی کاهش پیدا کرده و درنهایت منجر به کاهش نسبت چشم پوشی می شود. سید و وارنر (۱۹۹۹)، بال و تمپل (۲۰۰۳) و دانیلز و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعه خود به نتایج مشابهی دست یافته اند.

اثر مثبت افزایش سرعت کاهش تورم که در رژیم دوم منجر به افزایش نسبت چشم پوشی شده است با نظریه تیلور (۱۹۸۳) مطابقت دارد و با نتایج مهرآرا و همکاران (۱۳۹۸) و استوجانویکیچ و پترووسکی (۲۰۲۰) مطابقت ندارد. بدین ترتیب در اقتصاد ایران با افزایش نسبت بدهی دولت و گذر آن از حد آستانه خود، کاهش تورم با توجه به مدل تعدیل دستمزد وقفه دار، دستمزدها و قیمت ها نیازمند زمان است و باید سرعت آن با سیاست های پولی انقباضی تعدیل شود.

به‌طور کلی بهبود در شاخص شفافیت در جنبه‌های مختلف سیاست‌های پولی، در کاهش نسبت چشم‌پوشی مؤثر خواهد بود. در صورتی که شفافیت اطلاعات بانک مرکزی یکی از ابزارهای کلیدی در زمینه مدیریت سیاست‌های پولی به‌شمار می‌رود. به عبارتی شفافیت اطلاعات منجر به افزایش تعهد بانک مرکزی در مقابله با تورم خواهد شد. درنهایت شفافیت اطلاعات بانک مرکزی ابزاری بسیار مهم برای هدایت انتظارات عمومی است که سبب کنترل تورم خواهد شد و درنهایت منجر به کاهش هزینه سیاست‌های تورم‌زدایی خواهد شد و درواقع نسبت چشم‌پوشی کاهش می‌یابد. حسنی و شاهنوشی (۱۳۹۳) و دمرتسیز (۲۰۰۷) به نتایج مشابهی دست یافته‌اند.

هدف‌گذاری تورم به‌عنوان چهارچوبی برای سیاست پولی که به‌وسیله اعلان عمومی از اهداف مقداری رسمی (یا دامنه هدف) برای نرخ تورم در طول یک یا چند افق زمانی به‌وسیله اعلان‌های صریح که تورم پایین و پایدار هدف عمده و اصلی سیاست پولی در بلندمدت است، مشخص می‌گردد. هدف‌گذاری تورم انگیزه بانک مرکزی را برای نشان دادن رفتار فرصت‌طلبانه (تورم تورمی) حداقل می‌کند و این ممکن است اعتبار بانک مرکزی را افزایش دهد و متعاقب آن عموم مردم انتظارات تورمی خودشان را در حالتی سریع تعدیل کنند و لذا هزینه‌های سیاست‌های تورم‌زدایی کاهش یابد. دروکس و هافستر (۲۰۱۴) و ریاحی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه خود به نتایج مشابهی دست یافته‌اند. با توجه به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌شود، بانک‌های مرکزی در اجرای سیاست هدف‌گذاری نرخ تورم به‌طور منظم گزارش‌هایی دربارهٔ سیاست‌های پولی خود منتشر کنند و وضع تورم را نشان دهند و خط سیر آینده سیاست پولی را معلوم کنند و فاصله وضع موجود را با وضع مطلوب نشان دهند. همچنین پیشنهاد می‌شود به منظور اجرای سیاست هدف‌گذاری تورم یک سری پیش شرط‌های اساسی و لازم را مهیا نمود که از آن جمله می‌توان به استقلال بانک مرکزی، قابلیت پیش‌بینی دقیق نرخ تورم، قابلیت کنترل ابزارهای سیاست پولی برای اهداف عملیاتی، شفافیت، سازگاری و اعتبارپذیری سیاست‌های پولی اشاره کرد. بانک مرکزی باید شفافیت بیشتر و اطلاع‌رسانی به عموم را در برنامه‌های خود بگنجانند و اهمیت بیشتری به «مدیریت انتظارات» بدهد.

نتایج تحقیق بیان‌کننده تأثیر درجه باز بودن تجارت بر افزایش نسبت چشم‌پوشی در هر دو رژیم حدی است. از آنجا که در ایران حجم قابل‌توجهی از نهاده‌ها و کالاهای واسطه‌ای برای تولیدات داخلی از طریق واردات تأمین می‌شود، اقتصاد ایران به‌طور اجتناب‌ناپذیر در معرض تحولات و مناسبات اقتصاد بین‌الملل قرار گرفته و می‌گیرد. با در پیش گرفتن سیاست تورم‌زدایی در داخل کشور و عدم کاهش قیمت نهاده‌های وارداتی، سودآوری تولیدات داخلی کاهش یافته و منجر به کاهش تولید می‌شود. بدین ترتیب مقامات و سیاست‌گذاران پولی در هنگام اتخاذ تصمیم برای اجرای سیاست پولی انقباضی باید بدین نکته نیز توجه داشته باشند. تلاش برای تولید نهاده‌های وارداتی در داخل کشور و کاهش وابستگی تولید به واردات می‌تواند به کاهش نسبت چشم‌پوشی منجر شود. این نتیجه با

نتایج مطالعه دنیلز، وانهورز و نورزاد (۲۰۰۴)، کاپوراله و کاپوراله (۲۰۰۸) و دانیلز و وان هوس (۲۰۱۳) مطابقت دارد و با مطالعات دانیلز و همکاران (۲۰۱۴) و استوجانوویکیچ و پتروویسکی (۲۰۲۰) مطابقت ندارد.

با توجه به نتایج تحقیق و تأثیر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بر افزایش نسبت چشم پوشی و به ویژه اینکه عامل انتقال نسبت چشم پوشی به رژیم دوم که با افزایش شدت اثرگذاری عوامل افزایش دهنده نسبت چشم پوشی همراه است، افزایش بدهی دولت می باشد، باید قوانین مالی که اندازه بدهی دولت را محدود می کند، مورد توجه قرار بگیرد.

در کنار توصیه های سیاستی فوق، توجه و انجام مطالعات پژوهشی درخصوص بررسی سایر متغیرهای تأثیرگذار بر نسبت چشم پوشی در شناسایی علل و کنترل آن بسیار مؤثر خواهد بود. امکان سنجی کاهش هزینه های سیاست های تورم زدایی در مطالعات مقطعی و بین کشوری به منظور شرایط مناسب تر برای کنترل تورم پیشنهاد می شود.

References

- Aslanidis, N. & Xepapadeas, A. (2005). Smooth transition pollution-income paths. *Ecological Economics*, 57(2), 182-189.
- Ball, L., Mankiw, N. G., Romer, D., Akerlof, G. A., Rose, A., Yellen, J., & Sims, C. A. (1988). The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings papers on economic activity*, 1, 1-82.
- Ball, L. (1994). What determines the sacrifice ratio?. In *Monetary policy*. The University of Chicago Press. 155-193.
- Bernanke, B. S., Laubach, T., Mishkin, F. S., & Posen, A. S. (2000). *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*. Princeton, NJ: Princeton Univ. Press, 1999.
- Boroumand, S., Mohammadi, T., Pazhoyan, J., Farzin Vash, A. & Memarnejad, A. (2018). The welfare cost of external shocks and the optimal rule of monetary policy for Iran's economy. *Financial Economics*, 13(48), 110-75. [In Persian]
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2002). Fear of floating. *The Quarterly journal of economics*, 117(2), 379-408.
- Caporale, B., & Caporale, T. (2008). Political regimes and the cost of disinflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7), 1541-1554.
- Cecchetti, S. G., & Rich, R. W. (2001). Structural estimates of the US sacrifice ratio. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(4), 416-427.
- Dadpey A. 2019. The importance of debt to GDP ratio. *The World Of Economy*. Newspaper No. 2142. PP 63. [In Persian]
- Daniels, J. P., Nourzad, F., & VanHoose, D. D. (2005). Openness, central bank independence, and the sacrifice ratio. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(2), 371-379.
- Daniels, J. P., Mazumder, S., & VanHoose, D. D. (2015). Implications of Globalization for the Output-inflation Relationship: an Assessment. *Open Economies Review*, 26, 39-60.
- Daniels, J. P., & VanHoose, D. D. (2013). Exchange-rate pass through, openness, and the sacrifice ratio. *Journal of International Money and Finance*, 36, 131-150.
- Roux, N. D., & Hofstetter, M. (2014). Sacrifice ratios and inflation targeting: the role of credibility. *International Finance*, 17(3), 381-401.
- Dierks, L. H. (2023). *Inflation, Monetary Policy and the Sacrifice Ratio: The Case of Southeast Asia*. South East Asian Central Banks (SEACEN) Research and Training Centre. 1-16.
- Erfani, A., Sadeghi, F., Samiei, N. (2015). "Choosing the optimal monetary policy rule in Iran: which type of inflation targeting?". *Journal of Economic Research*, 2: 414-389. [In Persian]
- Farzinvas, A., Alinejad Mehrbani, F. (2007). Measuring the Sacrifice Ratio between Production and Inflation (the Case of Iran). *The Journal of Economic Studies and Policies*, 63(2), 3-24. [In Persian]

- Friedman, B. M., Kuttner, K. N., Gertler, M., & Tobin, J. (1996). A price target for US monetary policy? Lessons from the experience with money growth targets. *Brookings papers on economic activity*, 1996(1), 77-146.
- Ghobadi, S., Komeijani, A. (2018). "Explaining the relationship between monetary policy and government debt and their effect on inflation and economic growth". *International economic studies*. The twenty-first year. Number 2. 21-1. [In Persian]
- Gordon, R. J., King, S. R., & Modigliani, F. (1982). The output cost of disinflation in traditional and vector autoregressive models. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1982(1), 205-244.
- Golkhandan, A. (2016). Threshold Effect of Inflation on Income Inequality: Smooth Transition Regression (STR) Model. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 13(25), 75-95. [In Persian]
- Hasani, L., Shahnooshi, N. (2014). Investigating the effect of central bank information transparency on the inflation rate in Iran. The first international conference on economics, management, accounting and social sciences. [In Persian]
- Hemati, M. (2011). Interest rate based monetary policy tools in comparison with non usurious monetary policy tools. *Economic news*. 9, 132, 75-70. [In Persian]
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of econometrics*, 44(1-2), 215-238.
- Kavkler, A., Mikek, P., Böhm, B., & Boršič, D. (2007). Nonlinear econometric models: The smooth transition regression approach. *Unpublished Paper*.
- Khanzadi, A., Heidari, S., Vafamand, A., Derakhshan, M. (2018) Analyzing the Effects of Inflation on Relationship between Financial Development and Employment in Iran by Using STR Logistic Model (LSTR). *QJER* 2018; 18 (2) :1-20. [In Persian]
- Komeijani, A. 2016. Experimental analysis of inflation and monetary policy rule in Iran. *Central Bank of the Islamic Republic of Iran*, Department of Economic Studies and Policies. [In Persian]
- Mazumder, S. (2014). Determinants of the sacrifice ratio: Evidence from OECD and non-OECD countries. *Economic Modelling*, 40, 117-135.
- Mehrara, m., barkhordari, s., behzadi soufiani, m. (2019). Impact of inflationary uncertainties on sacrifice ratio in developing countries. *majlis & rahbord*, 26(97), 39-70. [In Persian]
- Powell, J. H. (2022). Monetary Policy and Price Stability: At "Reassessing Constraints on the Economy and Policy," an economic policy symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming August 26th 2022. *Board of Governors of the Federal Reserve System (US)*.
- Rasekhi, S., Montazeri, M. (2015). The Impact of Macroeconomic Instability on Exchange Rate Pass Through: Some Evidence from Smooth Transition Regression (STR) Model. *jemr* 2015; 6 (22) :7-31. [In Persian]

- Riahi, K., Al-Tjaei, E., Mir Jalili, H. (2018). Investigation of factors affecting the ratio of sacrifice in developing countries. *Economic Research Quarterly*, 44: 1-24. [In Persian]
- Riahi, k. , (2011). Investigating factors affecting the sacrifice ratio in developing countries. Ministry of Science, Research and Technology, Institute of Human Sciences and Cultural Studies, Institute of Economics, Master's Thesis. [In Persian]
- Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. *The quarterly journal of economics*, 108(4), 869-903.
- Sánchez, O., Seade, J., & Werner, A. (2001). Los costos asociados al proceso desinflacionario. *El trimestre económico*, 157-194.
- Sargent, T. (1983). Stopping Moderate Inflation: The Methods of Poincaré and Thatcher. In R. Dornbusch, & M. Simonsen (Eds.), *Inflation, Debt and Indexation*. MIT Press. 54-98.
- Shahmoradi, A., & Saremi, M. (2013). Optimal Monetary Policy and Inflation Targeting. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 48(2), 25-42. [In Persian]
- Stojanovikj, M., & Petrevski, G. (2024). Inflation targeting and disinflation costs in emerging market economies. *Empirica*, 51(1), 283-312.
- Taylor, J. B. (1983). Union Wage Settlements During a Disinflation. *The American Economic Review*, 73(5), 981-993.
- Taylor, J. B. (1993, December). Discretion versus policy rules in practice. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* . 39, 195-214
- Tashkini A. (2013). Applied econometrics with the help of Microfit, Tehran, *Dibagaran Cultural Institute*. [In Persian]
- Tetlow, R. J. (2022). How Large is the Output Cost of Disinflation?. Finance and Economics Discussion Series 2022-079, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). 1-23.
- Walsh, Carl.E. (1995). Optimal Contracts for Central Bankers. *American Economic Review*. 85 (1).1995. 67-150.
- William H. Branson. (1997). Macroeconomic theory and policies. Translated by Abbas Shakeri. *Ney publication*. 20th edition 2012. The number of pages is 808. [In Persian]
- Yadollehzadeh Tabari, N. A., & Baradaran Shoraka, H. R. (2011). The Effects of Inflation Targating on Macroeconomic Performance: Inflation and Growth. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 46(2), 243-272. [In Persian]

Threshold Effects, Sacrifice Ratio and Government Debt The Smooth Transition Regression Approach

Sara Ghobadi¹

Received: 2023/10/24

Accepted: 2023/11/15

Introduction

The significance of inflation in the economic system and the production reduction or loss resulted from an anti-inflation policy as an integral part of inflation control policies, should never be underrated. It is critically important to study the sacrifice ratio and influencing factors which measure the accumulated losses in real production as a result of one percent permanent reduction in the inflation. It is considered as a criterion which makes it possible to somehow evaluate the effects of inflation control policies imposed by the central bank. Therefore, in the present research, the factors influencing the sacrifice ratio are identified by emphasizing the government debt in Iran and using seasonal data (1997-2021).

Methodology

In order to achieve the goal of the research, the following relationship is considered:

$$SR_t = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Debt}{Gdp} \right)_t + \beta_2 Open_t + \beta_3 Speed_t + \beta_4 Trans_t + \beta_5 It_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

SR_t : The sacrifice ratio is equal to the cumulative amount of the reaction of economic growth to the monetary shock, while the denominator only shows the final effect of the change in inflation as a result of a monetary shock. This ratio is calculated as follows:

$$SR = \frac{\sum_{s=0}^T \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_{m1}}}{\frac{\partial \pi_t}{\partial \varepsilon_{m1}}} \quad (2)$$

It_t : Inflation targeting is defined as an optimal monetary policy. The optimal monetary policy is obtained by minimizing the social loss function according to the constraints of the monetary transmission mechanism. The inflation targeting policy is calculated as follows:

$$\pi_t^* = \pi_t + (y_t - \bar{y}) + (e_t - e_{t-1}) \quad (3)$$

π_t, π_t^* are inflation rate and target inflation rate respectively, $(y_t - \bar{y})$ is the deviation of the product from its potential level, e_t is the exchange rate (dollar price of the country's currency).

$\left(\frac{Debt}{Gdp} \right)_t$: The ratio of debt to GDP for governments shows their ability to repay their existing loans and repay the loans they will receive. $Open_t$: The degree of

trade openness is defined as the ratio of total exports and imports to GDP and reflects economic development and diversity.

Speed_t: The speed of deflation is equal to the ratio of the total amount of deflation to the length of time during which inflation has decreased.

Trans_t: The instrument of monetary policy is more transparent, which can reveal the actions of the monetary policy maker better and faster to the public. The index defined for transparency was considered as the following relationship:

$$TIBL_t = \begin{cases} 1 & \text{if } INF_t = INF_t^* \\ 1 - \frac{1}{INF_i^{bound}} (-INF_t) & \text{if } INF_i^{lower-bound} < INF_t < INF_i^{upper-bound} \\ 0 & \text{if } INF_t \geq INF_i^{upper-bound} \text{ or } INF_t \leq INF_i^{lower-bound} \end{cases} \quad (4)$$

INF_i consumer price index, INF_t^{*} monthly inflation, INF_i^{bound} time interval of inflation in each year, INF_i^{*} inflation was considered and calculated and the past transparency index. When transparency is high, this index is equal to one, and if inflation is very high and in other words, transparency is very low, the index above will be equal to zero.

To achieve the goal of this research, the Smooth Transition Regression Model (STR) is used.

Findings

The results obtained from the estimation of the model indicate that $(\frac{Debt}{Gdp})_{t-1}$ is the transition variable of the sacrifice ratio function. So that when $(\frac{Debt}{Gdp})_{t-1}$ reaches the threshold of 0.817, the function of the sacrifice ratio enters the second limit regime. The results indicate that $(\frac{Debt}{Gdp})_t$ and Open_t in both regimes have a positive effect on the sacrifice ratio and this effect is strengthened in the second regime. In the second regime, the Speed_t also had a positive effect on the sacrifice ratio. Also, Trans_t and It_t have had a negative effect on the sacrifice ratio in both regimes, but this effect has been strengthened in the second regime.

Discussion and Conclusion

In relation to the positive effect of $(\frac{Debt}{Gdp})_t$ on the sacrifice ratio, it can be said that an increase in government debt increases the wealth of bond holders, provided that other wealth items are constant, so the price of long-term bonds increases. The total demand and price level increase at the same time. In this case, the supply of money, which is endogenous and a function of the demand and the amount of government debt, increases in accordance with the demand for money. In this case, the price level, which is the balancing factor of the future nominal value of

discounted wealth and the nominal value of public debt, increases. Therefore, the cost of deflationary policies has increased and ultimately leads to an increase in the sacrifice ratio.

Expansionary monetary policy can lead to excess demand in the economy and thus cause an increase in the general level of prices, and the pressure to increase prices can be reduced through imports and thus by changes in the balance of payments. In fact, trade openness may shift some of the inflationary pressure to the balance of payments, resulting in lower average increases in the general price level. The positive effect of increasing speed of reducing inflation, in the second regime has led to an increase in the sacrifice ratio.

In general, the improvement in the transparency index will be effective in reducing the sacrifice ratio. In case of transparency in Central Bank data, it could be potentially considered as one of the key tools in the field of monetary policy management. In fact, the transparency of information will lead to an increase in the commitment of Central Bank in dealing with inflation. It could also control inflation and ultimately lead to a reduction in the cost of deflationary policies, and sacrifice ratio decrease.

Inflation targeting by means of public announcement of official quantitative targets for the rate of inflation over one or more times horizons could be considered as a workable policy. By explicit declarations, low and stable inflation will be assumed as the main goal of monetary policy in the long run. Inflation targeting minimizes the motivation of Central Bank to show opportunistic behavior and this may increase the credibility of this regulatory institution in the longer term. Subsequently, the general public will adjust their inflation expectations in a fast state and therefore the costs of deflationary policies will decrease in return.

Keywords: Sacrifice Ratio, Government Debt, Inflation Targeting, Transparency of Monetary Policies, Smooth Transmission Regression Model

Jel classification: E30, E31 ,E52 ,E58, D82

ارزیابی نقش مالیات توپین در واکنش تکنانه‌های تراز پرداخت‌ها:

رویکرد DSGE

محمد نیک‌زاد^۱

مهدی یزدانی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۱۳

چکیده

تکنانه‌های تراز پرداخت‌ها به‌عنوان یک منبع بی‌ثباتی در یک اقتصاد باز شناخته می‌شوند. این در حالی است که بی‌ثباتی و نوسان نرخ ارز به دلیل تکنانه‌های تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران در دفعات متعدد اتفاق افتاده و در مواردی منجر به بحران پولی شده است. با وجود این سیاست‌گذار سعی داشته است که با توجه به ابزارهای سیاستی یا سیاست‌های دستوری، این نوسان‌ها را کنترل کند. یکی از ابزارهای سیاستی معرفی‌شده در ادبیات اقتصاد کلان باز، مالیات توپین است. هدف از این پژوهش بررسی اثر مالیات توپین بر نوسان‌های نرخ ارز در واکنش به تکنانه صادرات نفت به‌عنوان اصلی‌ترین تکنانه تراز پرداخت‌ها برای اقتصاد ایران در چهارچوب نظام ارزی شناور مدیریت شده است. برای این منظور، از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا برای اقتصاد باز کوچک استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تکنانه تراز پرداخت‌ها منجر به بی‌ثباتی در متغیرهای اقتصاد کلان و به‌ویژه نرخ ارز خواهد شد. طبق نتایج به‌دست‌آمده، مالیات توپین انحرافات تورم و تولید را کاهش داده و براساس تابع زبان رفاهی تعریف شده براساس انحرافات نرخ ارز، تورم و تولید، زبان رفاهی درمجموع کاهش پیدا کرده است. بر این اساس سیاست‌گذار می‌تواند از این ابزار در جهت کنترل نوسان‌های نرخ ارز در مواجهه با تکنانه‌های تراز پرداخت‌ها استفاده کند.

واژگان کلیدی: مالیات توپین، تکنانه تراز پرداخت‌ها، صادرات نفتی، الگوی تعادل عمومی تصادفی

پویا

طبقه‌بندی JEL: F32, E32, E10, D58

۱. دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
1mohammadnikzad@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
ma_yazdani@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

تراز پرداخت‌ها به‌اختصار مفهومی است در علم اقتصاد که رابطه میان مطالبات و تعهدات آن کشور به بقیه جهان را نشان می‌دهد و دارای اجزای اساسی حساب جاری، حساب سرمایه، حساب مالی و ذخایر بین‌المللی است (اصغری‌پور، ۱۳۹۴). این در حالی است که بخش عمده‌ای از حساب جاری کشور ایران را بخش صادرات نفتی آن تشکیل می‌دهد. همچنین درآمدهای نفتی، بخش قابل‌ملاحظه‌ای از درآمد دولت را تشکیل می‌دهد که با توجه به نقش دولت‌ها در کشورهای در حال توسعه، این وابستگی تشدید می‌شود (یزدانی و نورافروز، ۱۳۹۴). بر این اساس ساختار اقتصادی کشور به‌گونه‌ای شکل گرفته است که تغییرات ناگهانی درآمدهای نفتی که می‌تواند ناشی از تحریم‌ها یا تغییرات قیمت نفت باشد، علاوه بر آثار مستقیم بر رشد اقتصادی، به‌طور غیرمستقیم نیز روابط بین متغیرهای اقتصادی را دچار تغییر می‌کند (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۷).

علاوه بر این درآمدهای نفتی و اتکای به این منبع درآمدی با توجه به ماهیت نوسانی و برون‌زا بودن بخش قابل‌توجهی از آن، اثرات نامطلوب و زیان‌باری را بر اقتصاد ایران تحمیل کرده است. اقتصاد تک‌محصولی، تورم پایدار، کاهش ارزش پول ملی، گسترش ناکارآمد بخش عمومی و تضعیف بخش‌های خصوصی نمونه‌ای از این آثار زیان‌بار است. بر این اساس لازم است ضمن استفاده از سیاست‌های مناسب در واکنش به تکانه‌های تراز پرداخت‌ها، سیاست‌گذاران باید به دنبال جایگزین کردن سایر درآمدها به جای درآمدهای نفتی باشند. یکی از انواع این درآمدها، درآمدهای مالیاتی است که نه تنها ابزار تأمین‌کننده مصارف بودجه دولت محسوب می‌شوند، بلکه در اجرای سیاست‌ها راهبردهای کلان اقتصادی نیز نقش تنظیم‌گری را ایفا می‌کنند که می‌توان به مالیات توبین در این زمینه اشاره کرد (گرایی‌نژاد و چپردار، ۱۳۹۱).

ایده اولیه توبین، یک مالیات مضاعف بر معاملات ارزی بود که زمان تعلق آن هنگام خرید و فروش ارز است. مالیات مذکور تورشی به سمت سرمایه‌گذاری بلندمدت دارد و منجر به دور شدن از سفته‌بازی کوتاه‌مدت و درنهایت ایجاد ثبات اقتصادی می‌شود (غلامی، ۱۳۹۱). نکته قابل‌توجه در این میان بررسی اثرات اعمال سیاست‌های مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی است. به عبارت دیگر، بررسی وجود آن مالیات و اثرات تکانه‌های مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی از پیش‌شرط‌های لازم جهت بررسی اثرات اعمال یک سیاست مالیاتی خواهد بود. تغییر در ترکیب پایه‌های مالیاتی یا نرخ‌های آن علاوه بر اثرات مستقیم در درآمدهای مالیاتی، بر دیگر متغیرهای اقتصاد نظیر مصرف، نرخ ارز و سرمایه‌گذاری نیز مؤثر خواهد بود. این مقاله به دنبال ارزیابی نقش مالیات توبین بر ثبات اقتصادی شامل رشد تولید ناخالص داخلی، تورم و نرخ ارز در واکنش به تکانه‌های تراز پرداخت‌ها است. به عبارت دیگر در این مطالعه سعی خواهد شد اثر وجود مالیات توبین و نقش آن بر نوسانات نرخ ارز در نظام‌های ارزی متفاوت در واکنش به تکانه‌های تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران بررسی شود. برای این منظور از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) استفاده خواهد شد.

ساختار مقاله در ادامه به این صورت است که در بخش دوم ادبیات نظری و پیشینه پژوهش، در بخش سوم الگوی پژوهش، در بخش چهارم کالیبراسیون الگو، در بخش پنجم عملکرد الگو، در بخش ششم نتایج تجربی حاصل از الگوی DSGE و در نهایت در بخش هفتم، جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

در ادبیات مالیّه عمومی چندین نوع مالیات بر معاملات مالی وجود دارد که هریک با توجه به هدفی خاص معرفی شده‌اند. با وجود این، این مالیات‌ها خصوصیات مشترکی دارند که مبنای انتخاب و اجرایی شدن آن‌ها در برهه‌ای از زمان به‌ویژه در دوره‌های وقوع بحران‌های مالی محسوب می‌شود که در این بین مهار نوسان‌های بازارهای مالی، وصول مالیات عادلانه‌تر و منصفانه‌تر و امکان کاهش فرار مالیاتی نسبت به مالیات‌های دیگر به‌عنوان مهمترین ویژگی‌ها محسوب می‌شوند (غلامی، ۱۳۹۱).

توبین (۱۹۷۲) مالیات بر معاملات ارزی را که مبتنی بر تفکرات کینزی بود پیشنهاد نمود که هدف اصلی آن ایجاد ثبات ارزی در سطحی وسیع بود (توبین، ۱۹۷۸). در سال ۱۹۹۴، در پی کاهش ارزش پول رایج کشور مکزیک که ناشی از بروز بحران اقتصادی در این کشور بود، برن^۲ نیز مالیات پیشنهادی توبین را مورد بازنگری قرار داد و مالیات جدیدی را در سال ۱۹۹۵ معرفی نمود. در سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۱۰ نیز به همراه وقوع بحران مالی تعداد زیادی از اقتصاددانان، دولت‌ها و سازمان‌ها در سطح جهانی مالیات بر معاملات مالی را مجدداً مورد ارزیابی قرار دادند، یا خواستار اصلاح و ارائه اشکال مختلفی از آن شدند. در نتیجه، گونه‌های جدیدی از مالیات بر معاملات مالی معرفی شد که از آن جمله می‌توان به مالیات بر معاملات مالی اتحادیه اروپا^۳ اشاره نمود (همان).

به‌طور کلی مالیات توبین برای دستیابی به چندین هدف زیر پیشنهاد شده است:

۱. کاهش فرار از نرخ ارز (یا کاهش سوداگری کوتاه‌مدت): نقش مالیات توبین جهت دستیابی به سطح پایین‌تری از فرار از نرخ ارز مستلزم درک درستی از چگونگی کارکرد در بازار ارز است. به‌طور کلی سرمایه‌گذاران کوتاه‌مدت هنگام پیش‌بینی نرخ ارز به انتقالات گذشته آن تکیه می‌کنند و به‌طور هماهنگ و همسو با تغییر روند نرخ ارز به سمت بالا یا پایین، منجر به بی‌ثباتی بیشتر در این بازار می‌شوند. در حالی که سرمایه‌گذاران بلندمدت هنگام پیش‌بینی، ارزش پایه نرخ ارز را برآورد می‌نمایند، چراکه به اعتقاد آن‌ها چنانچه نرخ ارز فعلی در یک لحظه از زمان بالاتر یا پایین‌تر از نرخ پایه باشد، انتظار بر این است که به سمت ارزش پایه خود بازگردد. بنابراین، انتظارات سرمایه‌گذاران بلندمدت در جهت عکس روند تغییرات ارزش نرخ ارز است و منجر به ثبات در بازار ارز می‌شود (فرانکل، ۱۹۹۶).^۴ طرفداران مالیات توبین معتقدند مالیات بر معاملات ارزی، هزینه تبدیل

1. Tobin (1978)

2. Baran (1995)

3. EU Financial Transaction Tax

4. Frankel (1996)

ارزهای مختلف به یکدیگر را افزایش می‌دهد، لذا از آنجا که نرخ مالیات پیشنهادشده توسط توئین بسیار کوچک است، این مالیات تنها سوداگری‌های کوتاه‌مدت را به‌طور قابل‌توجهی تحت تأثیر قرار خواهد داد. با این استدلال، مالیات توئین منجر به خروج مشارکت‌کنندگان دارای انتظارات ناپایدار و بی‌ثبات از بازار و استحکام جایگاه معامله‌گران با انتظارات باثبات در بازار می‌شود (کرنس، ۲۰۰۲).^۱

۲. ایجاد درآمد مالیاتی برای پروژه‌های بین‌المللی: براساس آنچه توئین در کتاب خود در سال ۱۹۹۶ اذعان نمود، این اثر درآمدی بالقوه و دستیابی به این درآمد، به کاهش معاملات ارزی ناشی از معرفی مالیات توئین و همچنین حجم معاملات مشمول مالیات وابسته خواهد بود. براین اساس، منتقدین مسئله اغراق‌آمیز بودن برآوردهای درآمد بالقوه ناشی از مالیات توئین را مطرح می‌کنند و معتقدند که آثار درآمدی آن احتمالاً بسیار کمتر از آن است که تصور می‌شود (گرو، ۲۰۰۰).^۲ آن‌ها دلیل اصلی ادعای خود را به نادیده گرفتن اثرات مالیات توئین بر ساختار بازار ارز هنگام برآورد درآمد مالیاتی و تخمین بیش از حد آن نسبت می‌دهند. در این شرایط مطمئناً اثر درآمدی مالیات توئین با فرض اثرگذاری مطلوب آن بر ثبات بازار ارز، ناچیز خواهد بود (غلامی، ۱۳۹۱). مسئله دیگری در زمینه درآمد مالیاتی حاصل از مالیات توئین، نحوه توزیع آن میان کشورهای مجری است. با وجود اینکه این درآمد مالیاتی می‌تواند میان دولت‌های ملی توزیع شود یا برای تأمین مالی برنامه‌های بین‌المللی مورد استفاده قرار گیرد، توئین پیشنهاد انتقال این پول به بانک جهانی و برخی از گروه‌ها به سازمان ملل متحد را ارجح می‌داند. بنابراین توصیه بر این بود که این درآمدها به‌عنوان یک منبع درآمدی برای سازمان‌های مذکور در راستای کاهش وابستگی آن‌ها به حمایت دولت جهت انجام یک سری پروژه‌های بین‌المللی مانند کمک‌های توسعه‌ای باشد (کرنس، ۲۰۰۲).

۳. افزایش استقلال سیاست‌گذاران: توئین در پیشنهاد اولیه خود تأثیرگذاری مالیات توئین بر استقلال یک کشور در تعیین نرخ بهره داخلی، زمانی که رژیم نرخ ارز ثابت بر آن کشور حکمفرما است را مطرح نمود.^۳ طرفداران مالیات توئین معتقدند از آنجا که اعمال این مالیات هزینه مبادله ارزها را افزایش می‌دهد، منتج به کاهش آربیتراژ بهره برای سرمایه‌گذاران در دو کشور مختلف براساس قضیه برابری نرخ بهره خواهد شد، به‌طوری که کاهش آربیتراژ نرخ بهره نیز دریچه‌ای از فرصت را برای سیاست‌گذاران باز می‌کند و آن‌ها می‌توانند به بهترین نحو به تکانه‌های اقتصادکلان واکنش نشان دهند. بنابراین، آن‌ها با توجه به استدلال مذکور بر این باورند که مالیات توئین استقلال سیاست‌گذاران پولی و مالی را افزایش می‌دهد (کرنس، ۲۰۰۲).

در این بخش به برخی از مهم‌ترین مطالعات نزدیک به موضوع برحسب مطالعات داخلی و خارجی در جدول (۱) اشاره می‌شود.

1. Kearns (2002)

2. Grauwe (2000)

۳. در یک کشور با رژیم ارزی شناور امکان تنظیم نرخ بهره داخلی بدون در نظر گرفتن مالیات توئین وجود دارد.

جدول ۱: خلاصه‌ای از مطالعات داخلی و خارجی در زمینه پژوهش

مطالعات داخلی		
پژوهشگر (سال)	روش و نمونه	نتایج
فرجی و افشاری (۱۳۹۴)	الگوی DSG دوره ۱۳۶۷-۱۳۹۰	تکانه قیمتی مثبت نفت باعث افزایش سرمایه و تولید در بخش نفت و کاهش این دو متغیر در بخش غیرنفتی می‌شود. همچنین تولید ناخالص داخلی، مصرف و تورم را افزایش و نرخ ارز حقیقی را کاهش می‌دهد.
گرشاسبی و دیندارلو (۱۳۹۵)	روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای ۱۳۵۷-۱۳۸۹	آثار مستقیم تحریم‌ها بر رشد اقتصادی و رابطه مبادله معنادار است. همچنین رابطه مستقیمی میان شدت تحریم‌ها و آثار آن بر متغیرهای اقتصادی وجود دارد.
یاوری و همکاران (۱۳۹۷)	الگوی DSGE دوره ۱۳۵۲-۱۳۹۳	توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که تکانه مثبت نرخ ارز، اشتغال و تولید ملی را افزایش و ارزش واردات کل را کاهش می‌دهد. اثر این تکانه بر صادرات غیرنفتی و رابطه مبادله مثبت است. همچنین اثر تکانه مثبت در نرخ تعرفه کالاهای واسطه‌ای، منجر به کاهش واردات همین اقلام، افزایش در تولید ملی و اشتغال و در مجموع کاهش واردات کل محصولات و صادرات غیرنفتی می‌شود. از سوی دیگر تکانه مثبت نرخ تعرفه کالاهای مصرفی منجر به کاهش واردات کالاهای مصرفی و واردات کل محصولات می‌شود و تأثیرات محسوسی بر تولید و اشتغال ندارد.
نخلی و همکاران (۱۴۰۰)	الگوی DSGE اقتصاد ایران	تحریم‌های صادراتی نفت، فناوری استخراج و تأمین مالی خارجی آن بیشترین اثرگذاری را بر متغیرهای کلان اقتصادی داشته است. در بخش پولی و ارزی، تحریم‌ها نسبت ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی کاهش می‌دهند که این امر منجر به افزایش نرخ ارز اسمی، افزایش صادرات بدون نفت و کاهش واردات می‌گردد. تحریم‌ها همچنین باعث کاهش درآمدهای دولت می‌شود که این امر منجر به حرکت بودجه به سمت حفظ هزینه‌های جاری و کاهش هزینه‌های سرمایه‌ای دولت می‌گردد. علاوه بر این، تحریم‌ها باعث افزایش هزینه‌های مصرفی و کاهش هزینه‌های سرمایه‌ای خانوار نیز می‌شود که نتیجه این مجموعه عوامل منجر به افزایش صادرات غیرنفتی و کاهش واردات و متعاقباً افزایش تورم می‌گردد.
مطالعات خارجی		
بیانکونی و همکاران (۲۰۰۹)	الگوی نظریه بازی اقتصاد ایتالیا	مالیات توبین در الگوهای مبتنی بر عامل در بازارهای ارز می‌تواند منجر به کاهش معاملات سوداگرانه و نوسانات نرخ ارز در نرخ‌های مالیاتی متوسط شود. نتایج توسط شبیه‌سازی کامپیوتری پشتیبانی می‌شوند.
بچتی و همکاران (۲۰۱۴)	اقتصاد ایتالیا	مالیات توبین کاهش قابل توجهی در گردش مالی و نوسانات و اثرات غیرقطعی بر نقدینگی ایجاد می‌کند.
یین و همکاران (۲۰۲۱)	الگوی DSGE اقتصاد چین	مالیات توبین می‌تواند با مهار جریان خروجی سرمایه کوتاه‌مدت، فشار بر قدرت پولی را کاهش دهد؛ اما توانایی آن برای ایجاد ثبات در بازارهای مالی محدود است.
لی و ژو (۲۰۲۳)	الگوی DSGE اقتصاد چین	افزایش مالیات توبین ممکن است منجر به افزایش نوسانات قیمت و کاهش حجم معاملات شود. بر این اساس، مالیات توبین می‌تواند یک اقدام اضطراری باشد، اما نه یک ابزار سیاست بلندمدت.

(منبع: طبقه‌بندی پژوهش)

اگرچه مطالعاتی در زمینه بررسی نقش سیاست‌های تجاری در اقتصاد کشورها صورت پذیرفته است، مطالعات بر بررسی مالیات توئین نپرداخته‌اند به گونه‌ای که در این مطالعه نقش مالیات توئین به عنوان سیاستی جدید در جهت کاهش نوسانات نرخ ارز در واکنش به تکانه‌ی صادرات نفتی به عنوان مهم‌ترین تکانه تراز پرداخت‌ها برای اقتصاد ایران در نظام شناور مدیریت‌شده بررسی خواهد شد.

۳. الگوی پژوهش

چهارچوب اصلی الگوی DSGE این مطالعه از مطالعات آدلفسون و همکاران^۱ (۲۰۰۷)، گلین و کولیکو^۲ (۲۰۰۹)، بالک و براون^۳ (۲۰۱۸) و توکلیان و جلالی (۱۳۹۶) استفاده شده و سعی شده که براساس پرسش‌های پژوهش و ساختار اقتصاد ایران، الگو بازنویسی شود. بر این اساس خانوارها، بازار کار، تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، بخش تجارت در هر دو بخش صادرات و واردات غیرنفتی، بخش نفت، دولت، بانک مرکزی و شرایط تسویه در الگو بررسی شدند.

۳-۱. خانوار

فرض بر این است که اقتصاد شامل تعداد زیادی از خانوارهای یکسان با افق زندگی نامحدود است. خانوار نماینده، از مصرف کالاهای، نگهداری مانده حقیقی پول ($m_t = M_t / P_t$)، نگهداری ارز خارجی ($m_t^s = M_t^s / P_t^f$) و فراغت ($1 - L_t$ که L_t عرضه کار است) مطلوبیت کسب می‌کند. بدین ترتیب مطلوبیت کل دوره عمر خانوار نماینده به صورت رابطه (۱) است.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t(C_t, m_t, L_t, m_t^s) \quad (1)$$

که در آن E_0 عملگر انتظارات، β عامل تنزیل ذهنی که به صورت $0 < \beta < 1$ است و تابع مطلوبیت برای هر دوره به صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود:

$$U_t(C_t, m_t, l_t, m_t^s) = \left[\frac{1}{1-\sigma_c} (C_t)^{1-\sigma_c} + \frac{\chi_m}{1-\sigma_m} (m_t)^{1-\sigma_m} - \frac{\chi_l}{1+\sigma_l} (L_t)^{1+\sigma_l} + \frac{\chi_{ms}}{1-\sigma_{ms}} (m_t^s)^{1-\sigma_{ms}} \right] \quad (2)$$

σ_c معکوس کشش بین دوره‌ای مصرف است، σ_l بیانگر معکوس کشش عرضه نیروی کار و σ_m نشان‌دهنده معکوس کشش تراز حقیقی پول و σ_{ms} معکوس کشش ارز خارجی نگهداری شده است. مجموع درآمد خانوار از طریق عرضه سرمایه (k_t) با نرخ بهره (r_t) و همچنین عرضه نیروی کار (l_t)

1. Adolfson, et al. (2007)

2. Gekain & Kulikov (2009)

3. Balke & Brown (2018)

با نرخ دستمزد (W_t) به بخش تولید داخلی، اصل و سود اوراق منتشرشده توسط دولت ($(1+i_{t-1}) \frac{b_{t-1}}{\pi_t}$)، پرداخت‌های انتقالی (TP_t) و سود توزیع‌شده بنگاه‌ها باید با مجموع پرداخت‌های خانوار که شامل سرمایه‌گذاری (I_t)، خرید اوراق منتشرشده توسط دولت (b_t)، مصرف (C_t)، نگهداری پول داخلی (m_t) و نگهداری پول خارجی (m_t^s) با نرخ ارز حقیقی (re_t) برابر باشد. مالیات‌های درآمدی با نرخ (t^w) و مالیات‌های توبین با نرخ (t^s) در الگو تعریف می‌شوند. بر این اساس، قید بودجه خانوار را می‌توان به صورت رابطه (۳) بیان کرد:

$$c_t + \frac{P_t^I}{P_t} I_t + m_t + b_t + re_t m_t^s = w_t l_t (1-t^w) + \frac{(1+i_{t-1})}{\pi_t} b_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + r_t K_{t-1} + re_{t-1} \gamma_t \frac{m_{t-1}^s}{\pi_t^f} (1-t^s) + TP_t + D_t \quad (3)$$

که در آن P_t^f ، P_t ، s_t ، γ_t و π_t به ترتیب شاخص قیمت داخلی، شاخص قیمت خارجی، نرخ ارز اسمی، رشد نرخ ارز اسمی و نرخ تورم هستند که به صورت روابط (۴) تا (۶) بیان می‌شوند:

$$re_t = s_t P_t^* / P_t \quad (4)$$

$$\gamma_t = s_t / s_{t-1} \quad (5)$$

$$\pi_t = P_t / P_{t-1} \quad (6)$$

سرمایه انباشت‌شده توسط خانوار، با در نظر گرفتن هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری ($j \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right)$) و

نرخ استهلاک (δ) را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + [1-j(I_t/I_{t-1})]I_t \quad (7)$$

$$j_t = \frac{\phi_t}{2} ((I_t/I_{t-1}) - 1)^2 \quad (8)$$

با در نظر گرفتن (q_t) به عنوان Q توبین، از مسئله حداکثرسازی تابع مطلوبیت خانوار به ترتیب:

معادله اوایلر مصرف، تقاضای پول داخلی، تقاضای پول خارجی، معادله اوایلر سرمایه‌گذاری، معادله عرضه نیروی کار و معادله پویایی‌های قیمت‌گذاری سرمایه به صورت روابط (۹) تا (۱۴) به دست می‌آید:

$$E_t \frac{c_t^{-\sigma_c}}{c_{t+1}^{-\sigma_c}} = \beta E_t \left(\frac{1+i_t}{\pi_t} \right) \quad (9)$$

$$m_t^{-\sigma_m} = \frac{c_t^{-\sigma_c}}{\chi_m} \left(\frac{i_t}{1+i} \right) \quad (10)$$

$$m_t^{s-\sigma_{ms}} = \frac{r e_t c_t^{-\sigma_c}}{\chi_{ms} (1+\tau^s)} \left[1 - E_t \left(\frac{\gamma_{t+1}}{1+i} \right) \right] \quad (11)$$

$$\frac{P_t^I}{P_t} = q_t \left[1 - j_t \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) - \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) j'_t \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] + E_t q_{t+1} \frac{\pi_{t+1}}{1+i_t} \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 j'_t \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \quad (12)$$

$$l_t^{\sigma_l} = \frac{c_t^{-\sigma_c}}{\chi_m} w_t (1-t^w) \quad (13)$$

$$q_t = E_t \left(\frac{\pi_{t+1}}{1+i_t} \right) [r_{t+1} + (1-\delta)q_{t+1}] \quad (14)$$

۳-۲. بهینه‌یابی ترکیب سبد مصرفی

فرض می‌شود تابع مصرف کالاها از نوع کشش جانشینی ثابت^۱ (CES) میان کالاهای تولیدشده داخلی و کالاهای وارداتی است. که در آن (C_t^d) و (C_t^{pm}) به ترتیب مصرف تولید داخل و مصرف وارداتی هستند. (θ_c) کشش جانشینی بین کالاهای داخلی و خارجی است، همچنین (α_c) سهم کالاهای مصرفی تولید داخل از کل مصرف است. (P_t^{cd}) و (P_t^{cm}) در مخارج مصرفی در رابطه (۱۶) به ترتیب نشان‌دهنده شاخص قیمت تولید داخل و شاخص قیمت کالاهای مصرفی وارداتی است:

$$c_t = \left[(\alpha_c)^{1/\theta_c} (c_t^d)^{(\theta_c-1)/\theta_c} + (1-\alpha_c)^{1/\theta_c} (c_t^{pm})^{(\theta_c-1)/\theta_c} \right]^{\theta_c/(\theta_c-1)} \quad (15)$$

$$P_t c_t = P_t^d c_t^d + P_t^{cm} c_t^{pm} \quad (16)$$

خانوارها تمایل دارند هزینه‌های خود را به حداقل برسانند. بر این اساس تقاضای آن‌ها برای مصرف داخلی، مصرف وارداتی و شاخص قیمت مصرف به شرح زیر خواهد بود:

$$c_t^d = (\alpha_c) \left(P_t^{cd} / P_t \right)^{-\theta_c} c_t \quad (17)$$

$$c_t^{pm} = (1-\alpha_c) \left(P_t^{cm} / P_t \right)^{-\theta_c} c_t \quad (18)$$

$$P_t = \left[(\alpha_c)(P_t^{cd})^{1-\theta_c} + (1-\alpha_c)(P_t^{cm})^{1-\theta_c} \right]^{1/(1-\theta_c)} \quad (۱۹)$$

۳-۳. بهینه‌یابی ترکیب سرمایه‌گذاری

درخصوص سرمایه‌گذاری به پیروی از مطالعات توکلیان و افضلی (۱۳۹۵)، فرض می‌شود سرمایه‌گذاری کل از دو منبع داخلی و وارداتی تأمین می‌شود و رابطه آن‌ها با سرمایه‌گذاری کل به صورت تابع کشش جانشینی ثابت (CES) تعریف می‌شود. که در (α_I) سهم سرمایه‌گذاری داخلی از کل سرمایه‌گذاری، (θ_I) کشش جانشینی بین سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی است.

$$I_t = \left[(\alpha_I)^{1/\theta_I} (I_t^d)^{(\theta_I-1)/\theta_I} + (1-\alpha_I)^{1/\theta_I} (I_t^{pm})^{(\theta_I-1)/\theta_I} \right]^{\theta_I/(\theta_I-1)} \quad (۲۰)$$

$$P_t^I I_t = P_t^{Id} I_t^d + P_t^{Im} I_t^m \quad (۲۱)$$

معادله (۲۱)، مجموع مخارج سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. (P_t^I) ، (P_t^{Id}) و (P_t^{Im}) به ترتیب

نشان‌دهنده شاخص قیمت سرمایه‌گذاری، قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی است. با به حداقل رساندن مخارج سرمایه‌گذاری، تقاضای خانوار از کالاهای سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی به صورت روابط زیر قابل محاسبه است:

$$I_t^d = (\alpha_I) \left(P_t^{Id} / P_t^I \right)^{-\theta_I} I_t \quad (۲۲)$$

$$I_t^{pm} = (1-\alpha_I) \left(P_t^{Im} / P_t^I \right)^{-\theta_I} I_t \quad (۲۳)$$

شاخص قیمت سرمایه‌گذاری را می‌توان به صورت محاسبه کرد:

$$P_t^I = \left[\alpha_I (P_t^{Id})^{1-\theta_I} + (1-\alpha_I) (P_t^{Im})^{1-\theta_I} \right]^{1/1-\theta_I} \quad (۲۴)$$

۳-۴. بازار نیروی کار

خانوار نیروی کار ناهمگونی را برای کالاهای واسطه‌ای تأمین می‌کند و بنگاه‌های تولیدکننده، دستمزد و میزان نیروی کار را تعیین می‌کنند. در چنین بازاری، یک تجمیع‌کننده، تمام خدمات ارائه‌شده

توسط نیروی کار را خریداری و آن‌ها را با کشش (θ_l) ترکیب می‌کند (دیکسیت و استیگلitz، ۱۹۸۳).

$$l_t = \left[\int_0^1 l_t(i)^{(\theta_l-1)/\theta_l} di \right]^{\theta_l/(\theta_l-1)} \quad (۲۵)$$

تجميع‌کننده با حداکثر کردن سود، تقاضای نیروی کار هر خانوار را تعیین می‌کند:

$$Max \left(w_t l_t - \int_0^1 l_t(i) w_t(i) di \right) \quad (۲۶)$$

$$l_t(i) = [w_t(i) / w_t]^{-\theta_l} l_t \quad (۲۷)$$

دستمزد را می‌توان به صورت رابطه زیر محاسبه کرد:

$$w_t = \left[\int_0^1 w_t(i)^{1-\theta_l} di \right]^{1/(1-\theta_l)} \quad (۲۸)$$

طبق نظر کالوو^۲ (۱۹۸۳)، خانوارها دستمزد بهینه را به دلیل چسبندگی قیمت در بازار رقابتی انحصاری نمی‌توانند تعیین کنند. بنابراین، خانوارها فقط می‌توانند دستمزد بهینه (w_t^*) را به احتمال

$(1 - \nu_w)$ تنظیم کنند و نرخ‌های تورم را با شاخص بندی دستمزد (τ_w) تنظیم کنند تا بتوان

دستمزد را با احتمال (ν_w) در هر دوره محاسبه کنند:

$$w_{t+1}(i) = \pi_t^{\tau_w} w_t(i) \quad (۲۹)$$

خانوار نماینده با در نظر گرفتن احتمال عدم تعدیل (ν_w) دستمزد تا (s) دوره دستمزد را

به گونه‌ای تعیین می‌کند که مدت زمان بیکار بودن نیروی کار خود را به حداقل برساند:

$$Min \left(E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \nu_w)^s \left(-\frac{\chi_l^{1+\sigma_l}(i)}{1+\sigma_l} + \lambda_{t+s} \frac{w_{t+s}(i)}{P_{t+s}} l_{t+s}(i) (1-t^w) \right) \right) \quad (۳۰)$$

1. Dixit & Stiglitz (1983)

2. Calvo (1983)

به گونه‌ای که در هر دوره (v_w) درصدی از خانوارها نمی‌توانند دستمزد خود را به حد مطلوب تعدیل

کنند و فقط ($1 - v_w$) درصد خانوارها قادر به تعدیل دستمزد اسمی خواهند بود:

$$w_t^{1-\theta_l} = v_w \left[(\pi_{t-1})^{\tau_w} w_{t-1} \right]^{1-\theta_l} + (1-v_w) w_t^{*1-\theta_l} \quad (31)$$

با حداکثر کردن درآمد خانوار با توجه به مجموع عرضه نیروی کار، به منحنی فیلیپس نیوکینزی خطی شده برای دستمزد به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \left(\frac{1+\sigma_l \theta_l}{(1-\beta v_w)(1-v_w)} - \sigma_l \theta_l \right) \hat{w}_t &= \left(\frac{(1+\sigma_l \theta_l) v_w}{(1-\beta v_w)(1-v_w)} \right) \hat{w}_{t-1} + \left(\frac{(1+\sigma_l \theta_l) v_w \tau_w}{(1-\beta v_w)(1-v_w)} \right) \hat{\pi}_{t-1} + \\ &\beta \sigma_l \theta_l v_w E(\hat{w}_{t+1}) + \beta v_w (1+\sigma_l \theta) E(\hat{\pi}_{t+1}) - \left[\frac{(1+\sigma_l \theta_l) v_w}{(1-\beta v_w)(1-v_w)} \right] + \\ &\beta v_w \tau_w (1+\sigma_l \theta_l) \hat{\pi}_t + \sigma_c [\hat{c}_t + \beta v_w \sigma_l E(\hat{c}_{t+1})] + \sigma_l [\hat{l}_t + \beta v_w \sigma_l E(\hat{l}_{t+1})] \end{aligned} \quad (32)$$

۳-۵. بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

براساس مطالعات بالک و براون (۲۰۱۸)، تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای از نیروی کار (l_t^y)، خدمات سرمایه‌ای (Ksc_t) و نهاده‌های واسطه‌ای (In_t) با قیمت (P_t^{In}) استفاده می‌کنند. خدمات سرمایه‌ای (تابعی از انباشت سرمایه و انباشت سرمایه دولتی) و فناوری به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$y_t^{no}(j) = A_t Ksc_{t-1}(j)^\alpha L_t^y(j)^\omega In_t(j)^{1-\alpha-\omega} \quad (33)$$

$$Ksc_t(j) = k_{t-1}^y(j)^\kappa k_{t-1}^G \quad (34)$$

$$\ln A_t = \rho_{oa} \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^a \quad \varepsilon_t^a \sim i.i.d.N(0, \sigma_a^2) \quad (35)$$

با به حداقل رساندن هزینه بنگاه با توجه به قید تولید، تقاضای تولیدکنندگان برای نیروی کار، سرمایه، کالاهای واسطه‌ای و همچنین هزینه نهایی به صورت روابط زیر به دست می‌آید:

$$l_t^y(i) = \omega mc_t \cdot y_t^{no}(i) / w_t \quad (36)$$

$$k_{t-1}^y(i) = \alpha \kappa mc_t \cdot y_t^{no}(i) / r_t \quad (37)$$

$$In_t(i) = (1 - \alpha - \omega) mc_t y_t^{no}(i) \cdot P_t / P_t^{In} \quad (38)$$

$$mc_t = \frac{r_t^{\alpha\kappa} w_t^\omega \left(\frac{P_t^{In}}{P_t} \right)^{(1-\alpha-\omega)}}{\alpha\kappa^{\alpha\kappa} \alpha(1-\kappa)^\alpha \omega^\omega (1-\alpha-\omega)^{(1-\alpha-\omega)} A_t K_{t-1}^G \alpha} \quad (۳۹)$$

بنگاه‌های تولیدکننده محصولات خود برای عرضه به بازارهای داخلی (y_t^d) با قیمت (P_t^d) و بازارهای خارجی به‌عنوان صادرات غیرنفتی (y_t^x) با قیمت ($s_t P_t^x$) به دو گروه تقسیم می‌کنند که به‌صورت تابع کشش جانشینی ثابت (CES) به‌صورت زیر با یکدیگر ترکیب می‌شوند:

$$y_t^{no}(i) = \left[\alpha_y^{1/\theta_y} y_t^d(i)^{(\theta_y+1)/\theta_y} + (1-\alpha_y)^{1/\theta_y} y_t^x(i)^{(\theta_y+1)/\theta_y} \right]^{\theta_y/(\theta_y+1)} \quad (۴۰)$$

بنگاه‌های تولیدی با به حداکثر رساندن سود خود، میزان عرضه محصولات خود را به بازارهای خارجی و داخلی، به‌صورت روابط زیر محاسبه می‌کنند:

$$y_t^x(i) = (1-\alpha_y) \left(s_t P_t^x / P_t^y \right)^{\theta_y} y_t^{no}(i) \quad (۴۱)$$

$$y_t^d(i) = \alpha_y \left(P_t^d / P_t^y \right)^{\theta_y} y_t^{no}(i) \quad (۴۲)$$

شاخص قیمت کالاهای واسطه‌ای (P_t^y) نیز به شرح زیر است:

$$P_t^y(i) = \left[\alpha_y P_t^d(i)^{\theta_y+1} + (1-\alpha_y)(s_t P_t^x(i))^{\theta_y+1} \right]^{1/(\theta_y+1)} \quad (۴۳)$$

طبق قانون والراس، قیمت محصولات داخلی (P_t^d)، برابر با قیمت کالاهای تولید داخل مورد تقاضای خانوارها، دولت و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای است. بازارهای رقابت انحصاری، وظیفه عرضه محصولات تولیدی، به بازارهای خارجی و داخلی را بر عهده دارند. در این بخش، بازار رقابتی انحصاری داخلی ارائه شده است و بازار خارجی در بخش بعدی ارائه شده است. براساس مطالعه دیکسیت و استیگلیتز (۱۹۸۳)، یک تجمیع‌کننده، تمام کالاهای عرضه‌شده توسط بنگاه‌های تولیدکننده در بازار رقابت انحصاری داخلی را با کشش جایگزینی (θ_d) خریداری می‌کند:

$$y_t^d = \left[\int_0^1 y_t^d(i)^{(\theta_d-1)/\theta_d} di \right]^{\theta_d/(\theta_d-1)} \quad (۴۴)$$

به گونه‌ای که تقاضای هر عرضه‌کننده و شاخص قیمت محصولات داخلی با در نظر گرفتن حداقل سود، به ترتیب به شرح زیر قابل محاسبه است:

$$y_t^d(i) = [P_t^d(i) / P_t^d]^{-\theta_d} y_t^d \quad (45)$$

$$P_t^d = \left[\int_0^1 P_t^d(i)^{1-\theta_d} di \right]^{\frac{1}{1-\theta_d}} \quad (46)$$

با فرض چسبندگی قیمت ارائه شده توسط کالوو (۱۹۸۳)، تنها $(1 - \nu_d)$ درصد از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت‌های بهینه خود را (P_t^{d*}) تعیین کنند. برای مابقی بنگاه‌ها، قیمت‌ها براساس تورم دوره‌های قبل تعدیل شده با درجه شاخص‌سازی قیمت داخلی (τ_d) به صورت زیر تعیین می‌شود.

$$P_{t+1}^d(i) = (\pi_t^d)^{\tau_d} P_t^d(i) \quad (47)$$

همچنین شاخص قیمت کالاهای تولید داخل به شرح زیر است:

$$P_t^d = \left[\nu_d [(\pi_{t-1}^d)^{\tau_d} P_{t-1}^d]^{1-\theta_d} + (1 - \nu_d) P_{t-1}^{d \ 1-\theta_d} \right]^{\frac{1}{1-\theta_d}} \quad (48)$$

بنگاه‌ها سود تنزیل شده موردانتظار خود را به گونه‌ای که نتوانند قیمت خود را به احتمال (ν_d) تا (S) دوره تعدیل کنند، به حداکثر می‌رسانند:

$$\text{Max} \left(E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \nu_d)^s \left(\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \right) \left(\frac{P_{t+s}^d(i)}{P_{t+s}^d} - mc_{t+s} \right) y_{t+s}^d(i) \right) \quad (49)$$

به گونه‌ای که منحنی فیلیپس نیوکینزی برای قیمت داخلی و به شکل خطی شده را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\hat{\pi}_t^d = \frac{\nu_d}{1 + \beta \nu_d} \hat{\pi}_{t-1}^d + \frac{\beta}{1 + \beta \nu_d} \hat{\pi}_{t+1}^d + \frac{(1 - \nu_d)(1 - \beta \nu_d)}{\nu_d(1 + \beta \nu_d)} mc \quad (50)$$

از سوی دیگر، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، بخشی از نهاده واسطه‌ای خود را (In_t^d) از بازار داخلی دریافت و بخش دیگر (In_t^m) را از بازار خارجی و وارد می‌کنند، که به صورت تابع کشش جانشینی ثابت (CES) با کشش جایگزینی (θ_m) به صورت زیر با یکدیگر ترکیب می‌شوند:

$$In_t = \left[\alpha_{In}^{1/\theta_{In}} In_t^{d(\theta_{In}-1)/\theta_{In}} + (1 - \alpha_{In})^{1/\theta_{In}} In_t^{m(\theta_{In}-1)/\theta_{In}} \right]^{\theta_{In}/(\theta_{In}-1)} \quad (51)$$

با حل مسئله بهینه‌سازی، تقاضای بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، برای نهاده‌های واسطه‌ای داخلی (In_t^d) با قیمت (P_t^{Ind}) و نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی (In_t^m) با قیمت (P_t^{Inm}) به صورت زیر به دست می‌آید:

$$In_t^d = \alpha_{In} (P_t^{Ind} / P_t^{In})^{-\theta_{In}} In_t \quad (52)$$

$$In_t^m = (1 - \alpha_{In}) (P_t^{Inm} / P_t^{In})^{-\theta_{In}} In_t \quad (53)$$

در نهایت می‌توان شاخص قیمت نهاده‌های واسطه‌ای را به صورت رابطه (۵۴) محاسبه کرد:

$$P_t^{In} = \left[\alpha_{In} P_t^{Ind1-\theta_{In}} + (1 - \alpha_{In}) P_t^{Inm1-\theta_{In}} \right]^{1/(1-\theta_{In})} \quad (54)$$

۳-۶. تجارت خارجی

در این تحقیق، بخش تجارت به دو بخش صادرات و واردات تقسیم شده است تا اثرات تکانه‌های مختلف ناشی از تکانه‌های تراز پرداخت بهتر و بیشتر مورد تحلیل قرار گیرد.

۳-۶-۱. بخش واردات

بنگاه‌های واردکننده می‌توانند در سه بخش کالاهای مصرفی، کالاهای سرمایه‌گذاری و نهاده‌های واسطه‌ای فعال باشند.

بنگاه‌های واردکننده کالاهای مصرفی، کالاهای مورد نیاز خود را از خارج خریداری کرده و در بازار رقابتی انحصاری به مصرف‌کنندگان داخلی مانند خانوارها و دولت می‌فروشند. درواقع، یک تجمیع‌کننده، کالاهای مصرفی وارداتی را از واردکنندگان خریداری می‌کند تا در کشش جایگزینی (θ_{cm}) به بازارهای داخلی بفروشد:

$$c_t^M = \left[\int_0^1 c_t^M(i)^{(\theta_{cm}-1)/\theta_{cm}} di \right]^{\theta_{cm}/(\theta_{cm}-1)} \quad (55)$$

تجمیع‌کننده سود خود را به حداکثر می‌رساند که براساس آن تقاضای کالاهای مصرفی وارداتی هریک از واردکنندگان و همچنین قیمت کالاهای مصرفی وارداتی تعیین می‌شود:

$$c_t^M(i) = \left[P_t^{cm}(i) / P_t^{cm} \right]^{\theta_{cm}} c_t^M \quad (56)$$

$$P_t^{cm} = \left[\int_0^1 P_t^{cm}(i)^{1-\theta_{cm}} di \right]^{1/(1-\theta_{cm})} \quad (57)$$

با پیروی از کالوو (۱۹۸۳)، تنها $(1 - v_{cm})$ درصد از واردکنندگان کالاهای مصرفی می‌توانند قیمت بهینه (P_t^{cm*}) خود را تعیین کنند. برای بقیه واردکنندگان، قیمت‌ها با توجه به تورم دوره‌های قبل تعدیل شده با درجه شاخص بندی قیمت کالاهای مصرفی وارداتی (τ_{cm}) تعیین می‌شود.

$$P_{t+1}^{cm}(i) = (\pi_t^{cm})^{\tau_{cm}} P_t^{cm}(i) \quad (58)$$

به‌گونه‌ای که شاخص قیمت مصرف وارداتی را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$P_t^{cm} = \left[v_{cm} \left[(\pi_{t-1}^{cm})^{\tau_{cm}} P_{t-1}^{cm} \right]^{1-\theta_{cm}} + (1 - v_{cm}) P_t^{cm*1-\theta_{cm}} \right]^{1/(\theta_{cm})} \quad (59)$$

هر واردکننده کالای مصرفی سود تنزیل شده مورد انتظار خود را به‌گونه‌ای که نتوانند قیمت خود را به احتمال (v_{cm}) تا (s) دوره تعدیل کنند، به حداکثر می‌رسانند:

$$Max \left(E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta v_{cm})^s \left(\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \right) \left(\frac{P_{t+s}^{cm*}(i)}{P_{t+s}^{cm}} - mc_{t+s}^{cm} \right) C_{t+s}^M(i) \right) \quad (60)$$

درنهایت، منحنی فیلیپس نیوکینزی برای قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و به شکل خطی شده را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$\hat{\pi}_t^{cm} = \frac{v_{cm}}{1 + \beta v_{cm}} \hat{\pi}_{t-1}^{cm} + \frac{\beta}{1 + \beta v_{cm}} \hat{\pi}_{t+1}^{cm} + \frac{(1 - v_{cm})(1 - \beta v_{cm})}{v_{cm}(1 + \beta v_{cm})} m\hat{c}_t^{cm} \quad (61)$$

از طرف دیگر واردکنندگان کالاهای مصرفی مورد نیاز خود را از بازارهای خارجی به قیمت P_t^f

خریداری کرده و به قیمت P_t^{cm} به مشتریان داخلی می‌فروشند. از سوی دیگر، تحریم‌های مالی بین‌المللی با افزایش هزینه‌های حمل و نقل در حمل و نقل، بیمه و غیره، هزینه‌های مالی واردات را افزایش می‌دهد. بنابراین، هزینه نهایی کالاهای مصرفی وارداتی را می‌توان براساس رابطه زیر محاسبه کرد:

$$mc_t^{cm} = (s_t P_t^f / P_t^c) . S_t^{cm} \quad (62)$$

هزینه‌های مالی کالاهای مصرفی وارداتی از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کنند، که در معادلات

زیر نشان داده شده است:

$$S_t^{cm} = (1 - \rho_{cm}) L n \overline{S^{cm}} + \rho_{cm} S_{t-1}^{cm} + \varepsilon_t^{cm} \quad \varepsilon_t^{cm} \square i.i.d.N(0, \sigma_{scm}^2) \quad (63)$$

نوع دوم بنگاه‌های وارداتی را واردکنندگان سرمایه‌گذاری تشکیل می‌دهند. آن‌ها کالاهای سرمایه‌گذاری مورد نیاز را از بازار خارجی خریداری می‌کنند و به سرمایه‌گذاران داخلی مانند خانوارها و دولت می‌فروشند. واردکنندگان کالاهای سرمایه‌گذاری به عنوان بنگاه‌های رقابتی انحصاری فعالیت می‌کنند. یک تجمیع‌کننده کالاهای وارداتی را با کشش جایگزینی (θ_{lm}) از واردکنندگان خریداری می‌کند و آن‌ها را برای فروش در بازارهای داخلی تجمیع می‌کند:

$$I_t^M = \left[\int_0^1 I_t^M(i)^{(\theta_{lm}-1)/\theta_{lm}} di \right]^{\theta_{lm}/(\theta_{lm}-1)} \quad (64)$$

تقاضای تجمیعی از هر واردکننده کالاهای سرمایه‌گذاری را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$I_t^M(i) = \left[P_t^{lm}(i) / P_t^{lm} \right]^{\theta_{lm}} I_t^M \quad (65)$$

همچنین قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$P_t^{lm} = \left[\int_0^1 P_t^{lm}(i)^{1-\theta_{lm}} di \right]^{1/(1-\theta_{lm})} \quad (66)$$

با پیروی از کالوو (۱۹۸۳)، تنها $(1 - \nu_{lm})$ درصد از واردکنندگان کالاهای سرمایه‌گذاری می‌توانند قیمت بهینه (P_t^{lm*}) خود را تعیین کنند. برای بقیه واردکنندگان، قیمت‌ها با توجه به تورم دوره‌های قبل تعدیل شده با درجه شاخص بندی قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی (τ_{lm}) تعیین می‌شود.

$$P_{t+1}^{lm}(i) = (\pi_t^{lm})^{\tau_{lm}} P_t^{lm}(i) \quad (67)$$

به گونه‌ای که شاخص قیمت سرمایه‌گذاری وارداتی را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$P_t^{lm} = \left[\nu_{lm} \left[(\pi_{t-1}^{lm})^{\tau_{lm}} P_{t-1}^{lm} \right]^{1-\theta_{lm}} + (1 - \nu_{lm}) P_t^{lm*1-\theta_{lm}} \right]^{1/(1-\theta_{lm})} \quad (68)$$

هر واردکننده کالای سرمایه‌گذاری سود تنزیل شده مورد انتظار خود را به گونه‌ای که نتوانند قیمت خود را به احتمال (ν_{lm}) تا (s) دوره تعدیل کنند، به حداکثر می‌رسانند:

$$Max \left(E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta v_{lm})^s \left(\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \right) \left(\frac{P_{t+s}^{lm*}(i)}{P_{t+s}^{lm}} - mc_{t+s}^{lm} \right) I_{t+s}^M(i) \right) \quad (69)$$

در نهایت، منحنی فیلیپس نیوکینزی برای قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی و به شکل خطی شده را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\hat{\pi}_t^{lm} = \frac{v_{lm}}{1 + \beta v_{lm}} \hat{\pi}_{t-1}^{lm} + \frac{\beta}{1 + \beta v_{lm}} \hat{\pi}_{t+1}^{lm} + \frac{(1 - v_{lm})(1 - \beta v_{lm})}{v_{lm}(1 + \beta v_{lm})} mc_t^{lm} \quad (70)$$

همانند واردکنندگان کالاهای مصرفی، هزینه نهایی کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی را می‌توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$mc_t^{lm} = (s_t P_t^f / P_t^I) . S_t^{lm} \quad (71)$$

هزینه‌های مالی کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کنند، که در معادلات زیر نشان داده شده است:

$$S_t^{lm} = (1 - \rho_{lm}) L n \overline{S^{lm}} + \rho_{lm} S_{t-1}^{lm} + \varepsilon_t^{lm} \quad \varepsilon_t^{lm} \square i.i.d.N(0, \sigma_{slm}^2) \quad (72)$$

نوع سوم بنگاه‌های وارداتی را واردکنندگان نهاده‌های واسطه‌ای تشکیل می‌دهند. یک تجمع‌کننده در بازار رقابت انحصاری وجود دارد که نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی را با کشش جایگزینی (θ_{lmm}) از واردکنندگان خریداری می‌کند و آن‌ها را برای فروش در بازار داخلی تجمع می‌کند:

$$In_t^M = \left[\int_0^1 In_t^M(i)^{\theta_{lmm}/(\theta_{lmm}-1)} di \right]^{\theta_{lmm}/(\theta_{lmm}-1)} \quad (73)$$

تجمع‌کننده سود خود را به حداکثر می‌رساند که براساس آن تقاضای کالاهای نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی هریک از واردکنندگان و همچنین قیمت نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی تعیین می‌شود:

$$In_t^M(i) = \left[P_t^{lmm}(i) / P_t^{lmm} \right]^{\theta_{lmm}} In_t^M \quad (74)$$

$$P_t^{lmm} = \left[\int_0^1 P_t^{lmm}(i)^{1-\theta_{lmm}} di \right]^{1/(1-\theta_{lmm})} \quad (75)$$

با پیروی از کالوو (۱۹۸۳)، تنها $(1 - v_{Inm})$ درصد از واردکنندگان کالاهای واسطه‌ای می‌توانند قیمت بهینه (P_t^{Inm*}) خود را تعیین کنند. برای بقیه واردکنندگان، قیمت‌ها با توجه به تورم دوره‌های قبل تعدیل شده با درجه شاخص‌بندی قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی (τ_{Inm}) تعیین می‌شود.

$$P_{t+1}^{Inm}(i) = (\pi_t^{Inm})^{\tau_{Inm}} P_t^{Inm}(i) \quad (76)$$

به‌گونه‌ای که شاخص قیمت نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی به شرح زیر به‌دست می‌آید:

$$P_t^{Inm} = \left[v_{Inm} \left[(\pi_{t-1}^{Inm})^{\tau_{Inm}} P_{t-1}^{Inm} \right]^{1-\theta_{Inm}} + (1 - v_{Inm}) P_t^{Inm*1-\theta_{Inm}} \right]^{1/(1-\theta_{Inm})} \quad (77)$$

هر واردکننده کالای واسطه‌ای سود تنزیل شده مورد انتظار خود را به‌گونه‌ای که نتوانند قیمت خود را به احتمال (v_{Inm}) تا (s) دوره تعدیل کنند، به حداکثر می‌رسانند:

$$Max \left(E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta v_{Inm})^s \left(\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \right) \left(\frac{P_{t+s}^{Inm*}(i)}{P_{t+s}^{Inm}} - mc_{t+s}^{Inm} \right) In_{t+s}^M(i) \right) \quad (78)$$

درنهایت، منحنی فیلیپس نیوکینزی برای قیمت کالاهای واسطه‌ای وارداتی و به شکل خطی شده را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$\hat{\pi}_t^{Inm} = \frac{v_{Inm}}{1 + \beta v_{Inm}} \hat{\pi}_{t-1}^{Inm} + \frac{\beta}{1 + \beta v_{Inm}} \hat{\pi}_{t+1}^{Inm} + \frac{(1 - v_{Inm})(1 - \beta v_{Inm})}{v_{Inm}(1 + \beta v_{Inm})} mc_t^{Inm} \quad (79)$$

مشابه آنچه قبلاً بیان شد، هزینه نهایی نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$mc_t^{Inm} = (s_t P_t^f / P_t^{In}) . S_t^{Inm} \quad (80)$$

هزینه‌های مالی برای نهاده‌های واسطه‌ای وارداتی واسطه‌ای از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کنند که در زیر نشان داده شده است:

$$S_t^{Inm} = (1 - \rho_{Inm}) L n \overline{S^{Inm}} + \rho_{Inm} S_{t-1}^{Inm} + \varepsilon_t^{Inm} \quad \varepsilon_t^{Inm} \square i.i.d.N(0, \sigma_{slnm}^2) \quad (۸۱)$$

۳-۶-۲. بخش صادرات

بناگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای برخی از محصولات خود را به‌عنوان صادرات به بازارهای خارجی می‌فروشند. مشابه آنچه قبلاً ذکر شد، یک تجمع‌کننده در بازار رقابت انحصاری وجود دارد که محصولات صادراتی عرضه‌شده را خریداری و تجمع می‌کند تا آن‌ها را به بازارهای خارجی بفروشد:

$$y_t^x = \left[\int_0^1 y_t^x(i)^{(\theta_x - 1)/\theta_x} di \right]^{\theta_x / (\theta_x - 1)} \quad (۸۲)$$

به‌گونه‌ای که (θ_x) کشش جایگزینی کالاهای واسطه‌ای صادراتی است. تقاضای تجمع‌کننده از هر صادرکننده به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$y_t^x(i) = \left[P_t^x(i) / P_t^x \right]^{\theta_x} y_t^x \quad (۸۳)$$

همچنین شاخص قیمت کالاهای صادراتی به‌صورت قابل محاسبه است:

$$P_t^x = \left[\int_0^1 P_t^x(i)^{1 - \theta_x} di \right]^{1/(1 - \theta_x)} \quad (۸۴)$$

با فرض چسبندگی قیمت ارئه‌شده توسط کالوو (۱۹۸۳)، تنها $(1 - \nu_x)$ درصد از صادرکنندگان می‌توانند قیمت‌های بهینه (P_t^{x*}) خود را تعیین کنند. مابقی صادرکنندگان، قیمت‌ها براساس تورم دوره‌های قبل تعدیل شده با درجه شاخص‌سازی (τ_x) قیمت صادرات تعیین می‌کنند.

$$P_{t+1}^x(i) = (\pi_t^x)^{\tau_x} P_t^x(i) \quad (۸۵)$$

به‌گونه‌ای که شاخص قیمت صادرات را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$P_t^x = \left[\nu_x \left[(\pi_{t-1}^x)^{\tau_x} P_{t-1}^x \right]^{1 - \theta_x} + (1 - \nu_x) P_t^{x*1 - \theta_x} \right]^{1/(1 - \theta_x)} \quad (۸۶)$$

هر صادرکننده سود تنزیل شده مورد انتظار خود را به‌گونه‌ای که نتوانند قیمت خود را به احتمال (ν_x) تا (s) دوره تعدیل کنند، به حداکثر می‌رسانند:

$$Max \left(E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta v_x)^s \left(\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \right) \left(\frac{P_{t+s}^{x*}(i)}{P_{t+s}^x} - mc_{t+s}^x \right) y_{t+s}^x(i) \right) \quad (87)$$

در نهایت، منحنی فیلیپس نیوکینزی برای قیمت کالاهای صادراتی و به شکل خطی شده را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\hat{\pi}_t^x = \frac{v_x}{1 + \beta v_x} \hat{\pi}_{t-1}^x + \frac{\beta}{1 + \beta v_x} \hat{\pi}_{t+1}^x + \frac{(1 - v_x)(1 - \beta v_x)}{v_x(1 + \beta v_x)} mc_t^x \quad (88)$$

هزینه نهایی برای هر صادرکننده را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$mc_t^x = (P_t^d / s_t P_t^x) . S_t^x \quad (89)$$

هزینه‌های مالی برای کالاهای صادراتی از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کند که در زیر نشان داده شده است:

$$S_t^x = (1 - \rho_x) L n \bar{S}^x + \rho_x S_{t-1}^x + \varepsilon_t^x \quad \varepsilon_t^x \square i.i.d.N(0, \sigma_{sx}^2) \quad (90)$$

۳ - ۷. بخش نفت

مقدار صادرات نفت و قیمت نفت به صورت روابط $AR(1)$ تعریف می‌شود:

$$L n y_t^{ox} = (1 - \rho_{ox}) L n \bar{y}^{ox} + \rho_{ox} L n y_{t-1}^{ox} + \varepsilon_t^{ox} \quad \varepsilon_t^{ox} \square i.i.d.N(0, \sigma_{ox}^2) \quad (91)$$

$$L n P_t^{of} = (1 - \rho_{pof}) L n \bar{P}^{of} + \rho_{pof} L n P_{t-1}^{of} + \varepsilon_t^{of} \quad \varepsilon_t^{of} \square i.i.d.N(0, \sigma_{of}^2) \quad (92)$$

۳ - ۸. دولت

مجموع درآمدهای دولت از مالیات بر درآمد، انتشار اوراق قرضه (b_t) ، $(1 - \gamma_0)$ درصد از صادرات نفت، و در نهایت چاپ پول $(d_t^G - d_{t-1}^G)$ باید با هزینه‌های دولت که شامل پرداخت‌های انتقالی آن به خانوار (TP_t) ، هزینه‌های مصرفی (c_t^G) ، هزینه‌های سرمایه‌گذاری (I_t^G) ، منابع لازم برای تسویه اوراق قرضه قبلی (b_{t-1}) ، برابر باشد:

$$\frac{P_t^{cG}}{P_t} c_t^G + \frac{P_t^{IG}}{P_t} I_t^G + b_{t-1} \frac{(1+i_{t-1})}{\pi_t} + TP_t =$$

$$t^w w_t l_t + b_t + (1-\gamma_o) \frac{s_t P_t^{of} y_t^o}{P_t^f} + (d_t^G - d_{t-1}^G) \quad (93)$$

با در نظر گرفتن نرخ استهلاک (δ^G)، انباشت سرمایه دولتی براساس سرمایه‌گذاری دولتی را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$k_t^G = (1-\delta^G) k_{t-1}^G + I_t^G \quad (94)$$

دولت کالاهای مصرفی خود را به‌صورت یک تابع کشش جانشینی ثابت (CES) که ترکیبی از کالاهای داخلی (C_t^{Gd}) و کالاهای وارداتی (C_t^{Gm}) و با کشش جایگزینی (θ_{cG}) است، به‌صورت رابطه زیر تأمین می‌کند:

$$C_t^G = \left[(\alpha_{cG})^{1/\theta_{cG}} (C_t^{Gd})^{(\theta_{cG}-1)/\theta_{cG}} + (1-\alpha_{cG})^{1/\theta_{cG}} (C_t^{Gm})^{(\theta_{cG}-1)/\theta_{cG}} \right]^{\theta_{cG}/(\theta_{cG}-1)} \quad (95)$$

همچنین دولت کالاهای سرمایه‌ای خود را به‌صورت یک تابع کشش جانشینی ثابت (CES) که ترکیبی از کالاهای داخلی (I_t^{Gd}) و کالاهای وارداتی (I_t^{Gm}) و با کشش جایگزینی (θ_{IG}) است، به‌صورت رابطه زیر تأمین می‌کند:

$$I_t^G = \left[(\alpha_{IG})^{1/\theta_{IG}} (I_t^{Gd})^{(\theta_{IG}-1)/\theta_{IG}} + (1-\alpha_{IG})^{1/\theta_{IG}} (I_t^{Gm})^{(\theta_{IG}-1)/\theta_{IG}} \right]^{\theta_{IG}/(\theta_{IG}-1)} \quad (96)$$

تقاضا برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری داخلی و وارداتی را می‌توان براساس بهینه‌سازی دولت به‌صورت روابط زیر محاسبه کرد:

$$C_t^{Gd} = (\alpha_{cG}) \left(P_t^{cd} / P_t^{cG} \right)^{-\theta_{cG}} C_t^G \quad (97)$$

$$C_t^{Gm} = (1-\alpha_{cG}) \left(P_t^{cm} / P_t^{cG} \right)^{-\theta_{cG}} C_t^G \quad (98)$$

$$I_t^{Gd} = (\alpha_{IG}) \left(P_t^{Id} / P_t^{IG} \right)^{-\theta_{IG}} I_t^G \quad (99)$$

$$I_t^{Gm} = (1-\alpha_{IG}) \left(P_t^{Im} / P_t^{IG} \right)^{-\theta_{IG}} I_t^G \quad (100)$$

به‌گونه‌ای که شاخص‌های قیمت کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری دولتی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$P_t^{cG} = \left[\alpha_{cG} P_t^{cd1-\theta_{cG}} + (1 - \alpha_{cG}) P_t^{cm1-\theta_{cG}} \right]^{1/(1-\theta_{cG})} \quad (10.1)$$

$$P_t^{IG} = \left[\alpha_{IG} P_t^{Id1-\theta_{IG}} + (1 - \alpha_{IG}) P_t^{Im1-\theta_{IG}} \right]^{1/(1-\theta_{IG})} \quad (10.2)$$

درنهایت، سیاست‌های مالی اتخاذ شده توسط دولت در مورد کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری از یک فرایند $AR(1)$ پیروی می‌کنند که به‌صورت زیر نشان داده شده‌اند:

$$\ln c_t^G = (1 - \rho_{cg}) \ln \bar{c}^G + \rho_{cg} \ln c_{t-1}^G + \varepsilon_t^{cg} \quad \varepsilon_t^{cg} \square i.i.d.N(0, \sigma_{cg}^2) \quad (10.3)$$

$$\ln I_t^G = (1 - \rho_{Ig}) \ln \bar{I}^G + \rho_{Ig} \ln I_{t-1}^G + \rho_{Igg} \ln d_t^G + \varepsilon_t^{Ig}$$

$$\varepsilon_t^{Ig} \square i.i.d.N(0, \sigma_{Ig}^2) \quad (10.4)$$

۳-۹. سیاست پولی بانک مرکزی

پایه پولی ترکیبی از بدهی‌های دولت به بانک مرکزی (d_t^G) و خالص ذخایر خارجی (fr_t) است که می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$m_t = re_t fr_t + d_t^G \quad (10.5)$$

درحالی‌که صادرات نفت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نفت و صادرات غیرنفتی باعث افزایش انباشت ذخایر خارجی توسط بانک مرکزی می‌شود، ارزش‌های خارجی نگهداری شده توسط خانوارها و کل واردات، انباشت ذخایر خارجی توسط بانک مرکزی ایران را کاهش می‌دهد. تراز پرداخت‌ها برابر با تغییرات ذخایر خارجی را به‌صورت رابطه زیر می‌توان نشان داد:

$$Bop_t = fr_t - \frac{fr_{t-1}}{\pi_t^f} = \frac{P_t^{of}}{P_t^f} y_t^{ox} + fdi_t^p + \frac{P_t^x}{P_t^f} y_t^x - m_t^s - \frac{(P_t^{cm} c_t^M + P_t^{Im} I_t^M + P_t^{Imm} In_t^M)}{s_t P_t^f} \quad (10.6)$$

در ادامه فرض می‌شود که رژیم ارزی کشور، رژیم ارزی شناور مدیریت شده است. برای این منظور، تابع عکس‌العمل سیاست ارزی به‌گونه‌ای در نظر گرفته می‌شود که با مدیریت نرخ ارز و قاعده سیاستی ساده به انحراف متغیرها از روند بلندمدت پاسخ دهد. این تابع در شکل خطی لگاریتمی به‌صورت زیر است:

$$\gamma_t = \rho_s \gamma_{t-1} + \rho_{ss} (re_t + fr_t - m_t) + \rho_{sss} (\pi_t - \pi_t^f) + \varepsilon_t^s$$

$$\varepsilon_t^s \square i.i.d.N(0, \sigma_s^2) \quad (10.7)$$

به گونه‌ای که نرخ تورم خارجی از یک فرآیند $AR(1)$ پیروی می‌کنند، که به صورت زیر بیان می‌شود:

$$L n \pi_t^f = (1 - \rho_{pf}) L n \pi^f + \rho_{pf} L n \pi_{t-1}^f + \varepsilon_t^{pf} \quad \varepsilon_t^{pf} \square i.i.d.N(0, \sigma_{pf}^2) \quad (10.8)$$

از سوی دیگر، بانک مرکزی در مواجهه با شکاف تورم و شکاف تولید، با تعیین رشد پولی ($\dot{m}_t$)، سیاست‌های پولی خود را اتخاذ می‌کند. بر این اساس، تابع خطی لگاریتمی سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\dot{m}_t = \rho_m \dot{m}_{t-1} + \rho_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \rho_y (y_t) + \varepsilon_t^m \quad \varepsilon_t^m \square i.i.d.N(0, \sigma_m^2) \quad (10.9)$$

به گونه‌ای که رشد پایه پولی و نرخ تورم هدف به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$\dot{m}_t = (m_t / m_{t-1}) . \pi_t \quad (11.0)$$

$$L n \pi_t^* = (1 - \rho_{p*}) L n \pi^f + \rho_{p*} L n \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{p*} \quad \varepsilon_t^{p*} \square i.i.d.N(0, \sigma_{p*}^2) \quad (11.1)$$

در نهایت برای بررسی و مقایسه اثر تکانه‌های مختلف، لازم است تابع زیان رفاهی تعریف شود تا براساس آن اثر هر تکانه را بتوان ارزیابی کرد. این تابع معیاری برای اندازه‌گیری میزان ثبات در اقتصاد خواهد بود. تابع زیان رفاهی تابعی از مقادیر میزان انحراف تورم، تولید و نرخ ارز حقیقی از مقدار تعادلی آن‌ها در وضعیت پایدار است، که به صورت رابطه (۱۱۲) بیان می‌شود:

$$L = \lambda_1 \text{var}(\pi_t) + \lambda_2 \text{var}(y_t) + \lambda_3 \text{var}(re_t) \quad (11.2)$$

به گونه‌ای که (λ_1) و (λ_2) و (λ_3) به ترتیب وزن شکاف تورم، شکاف تولید و شکاف نرخ ارز حقیقی در تابع زیان هستند.

۳ - ۱۰. تعادل بازارها

در وضعیت تعادل، تمام بازارها تسویه می‌شوند که معادلات مربوط به بازار کالا (محدودیت منابع کل)، بازار نیروی کار و همچنین بازار کالاهای داخلی به صورت زیر ارائه شده است:

$$y_t = c_t + \frac{P_t^{CG} c_t^G}{P_t} + \frac{P_t^I I_t^G + P_t^{IG} I_t^G}{P_t} + \frac{X_t}{P_t} - \frac{M_t}{P_t} \quad (11.3)$$

$$X_t = P_t^x y_t^x + s_t P_t^{of} y_t^{ox} \quad (11.4)$$

$$M_t = P_t^{cm} c_t^M + P_t^{Im} I_t^M + P_t^{Inm} In_t^M \quad (11.5)$$

$$C_t^M = C_t^{pm} + C_t^{Gm} \quad (116)$$

$$I_t^M = I_t^{pm} + I_t^{Gm} \quad (117)$$

$$Y_t^d = C_t^{ne} + C_t^{gd} + I_t^d + I_t^{gd} + In_t^d \quad (118)$$

۴. کالیبراسیون پارامترها

قبل از شبیه‌سازی تکانه‌های مختلف، از روش کالیبراسیون برای کالیبره کردن پارامترهای الگو استفاده خواهد شد که توسط چن و همکارانش (۲۰۱۲) و آنجلوپولوس و همکاران (۲۰۱۰)، پیشنهاد شد. سری زمانی کلیه متغیرهای کلان اقتصادی از پایگاه‌های اطلاعاتی اقتصادی مانند بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران استخراج و میانگین آن‌ها محاسبه شد، که به‌عنوان مقادیر حالت پایدار با توجه به داده‌های موجود در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲: مقدار حالت پایدار متغیرهای مهم الگو

پارامتر / نسبت	نماد	مقدار	پارامتر / نسبت	نماد	مقدار
نسبت مصرف به تولید	$\frac{\bar{C}}{\bar{Y}}$	۰/۴۵۵	نسبت واردات به تولید	$\frac{\bar{m}}{\bar{Y}}$	۰/۱۲۴
نسبت مخارج مصرفی دولتی به تولید	$\frac{\bar{C}=\bar{g}}{\bar{Y}}$	۰/۱۲۲	نسبت شاخص قیمت سرمایه‌گذاری به شاخص قیمت	$\frac{\bar{P}=\bar{I}}{\bar{P}}$	۱/۱۳۲
نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به تولید	$\frac{\bar{I}=\bar{g}}{\bar{Y}}$	۰/۰۹۴	نسبت شاخص قیمت داخلی به شاخص قیمت	$\frac{\bar{P}=\bar{d}}{\bar{P}}$	۰/۹۹۸
نسبت صادرات غیرنفتی به تولید	$\frac{\bar{Y}=\bar{x}}{\bar{Y}}$	۰/۰۸۶۲	نسبت شاخص قیمت صادراتی به شاخص قیمت	$\frac{\bar{P}=\bar{x}}{\bar{P}}$	۱/۲۵

(منبع: محاسبات پژوهش)

پارامترها با استفاده از نرم افزار EViews تخمین یا برگرفته از مطالعات دیگر، در جدول (۳) ارائه شده‌اند.

جدول ۳: پارامترهای کالیبره‌شده در الگو

پارامتر	نماد	مقدار	منبع
عامل تنزیل بین‌دوره‌ای	β	۰/۹۶	یآوری و همکاران (۱۳۹۷)
سهم خدمات سرمایه‌ای در تولید کالاهای واسطه‌ای	α	۰/۴	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
سهم سرمایه در خدمات سرمایه	κ	۰/۹	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)

1. Chen, et al. (2012)
2. Angelopoulos, et al. (2010)

پارامتر	نماد	مقدار	منبع
سهم نیروی کار در تولید کالاهای واسطه‌ای	ω	۰/۳	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
کاهش جایگزینی بین زمانی مصرف	σ_c	۱/۲	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
معکوس کاهش بهره ترازهای واقعی	σ_m	۱/۲۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
معکوس کاهش بهره ارزهای خارجی واقعی که توسط نمایندگان مختلف نگهداری می‌شود	σ_{ms}	۱/۳	یاوری و همکاران (۱۳۹۷)
کاهش کار	σ_l	۲/۹	یاوری و همکاران (۱۳۹۷)
کاهش هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری	ϕ_I	۰/۲۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
نرخ استهلاک سرمایه دولت	δ^G	۰/۰۲۳	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
کاهش جایگزینی تولید داخلی و وارداتی نهاده‌ها	θ_{In}	۱/۳۹	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
کاهش جایگزینی تقاضای تجمع‌کننده از نیروی کار	θ_l	۶	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
کاهش جایگزینی کالاهای تولید داخل یا صادراتی	θ_y	۲/۲۷	یاوری و همکاران (۱۳۹۷)
کاهش جایگزینی مصرف داخلی و وارداتی توسط دولت	θ_{cG}	۲/۸۱	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
سهم نهاده‌های داخلی در تولید نهاده‌های واسطه‌ای	α_{In}	۰/۷	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
سهم کالاهای عرضه شده در داخل از کل تولید یک بنگاه	α_y	۰/۹	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
درجه شاخص سازی دستمزد	τ_w	۰/۶	یاوری و همکاران (۱۳۹۷)
درصدی از کارگرانی که قادر به تنظیم دستمزد خود نیستند	ν_w	۰/۷	یاوری و همکاران (۱۳۹۷)
درجه شاخص سازی قیمت در کالاهای تولید داخل	τ_d	۰/۳	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
درصدی از بنگاه‌های داخلی که قادر به تعدیل قیمت‌های خود نیستند	ν_d	۰/۵	یاوری و همکاران (۱۳۹۷)
درجه شاخص سازی قیمت در کالاهای صادراتی	τ_x	۰/۲	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
درصدی از شرکت‌های صادراتی که قادر به تعدیل قیمت‌های خود نیستند	ν_x	۰/۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
درجه شاخص سازی قیمت در کالاهای مصرفی وارداتی	τ_{cm}	۰/۳۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
درصدی از شرکت‌های واردکننده مصرفی که قادر به تعدیل قیمت‌های خود نیستند	ν_{cm}	۰/۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
درجه شاخص سازی قیمت در کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی	τ_{Im}	۰/۱۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
درجه شاخص سازی قیمت در نهاده‌های تولید وارداتی	τ_{Inm}	۰/۱۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
درصدی از شرکت‌های وارداتی که قادر به تعدیل قیمت‌های خود نیستند	ν_{Inm}	۰/۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
ضریب فرآیند خودتوضیحی نرخ تورم جهانی نفت	P^{pof}	۰/۰۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)

پارامتر	نماد	مقدار	منبع
ضریب فرآیند خودتوضیحی نرخ تورم جهانی	P_{pf}	۰/۰۵	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
ضریب فرآیند خودتوضیحی فناوری تولید متوسط	P_a	۰/۸	توکلیان و غیایی (۱۳۹۸)
ضریب فرآیند خودتوضیحی قاعده سیاست پولی	P_{in}	۰/۴	توکلیان و غیایی (۱۳۹۸)
ضریب شکاف تولید در قاعده سیاست پولی	P_{ν}	-۱/۷	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۵)
ضریب شکاف تورم در قاعده سیاست پولی	P_{π}	-۱/۵۴	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۵)
ضریب فرآیند خودتوضیحی نرخ تورم هدف	P_{π^*}	۰/۶	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۵)
ضریب فرآیند خودتوضیحی قاعده سیاست ارز	P_s	۰/۷	منظور و تقی‌پور (۱۳۹۵)
نسبت ضریب ذخایر خارجی به پایه پولی در قاعده سیاست ارزی	P_{ss}	-۱/۵۵	توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)
ضریب شکاف تورمی در قاعده سیاست ارزی	P_{sss}	-۱/۹	توکلیان و جلالی نائینی (۱۳۹۶)
ضریب فرآیند خودتوضیحی مخارج مصرفی دولت (قاعده سیاست مالی)	P_{cG}	۰/۱۸	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
ضریب فرآیند خودتوضیحی مخارج سرمایه‌گذاری دولت (قاعده سیاست مالی)	P_{IG}	۰/۳۳۶	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
کشش سرمایه‌گذاری دولت به دلیل بدهی دولت به بانک مرکزی	P_{IGG}	-۰/۴۱	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
ضریب فرآیند خودتوضیحی هزینه‌های مالی صادرات	P_x	۰/۴	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
ضریب فرآیند خودتوضیحی هزینه‌های مالی کالاهای مصرفی وارداتی	P_{cm}	۰/۴	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
ضریب فرآیند خودتوضیحی هزینه‌های مالی کالاهای سرمایه‌گذاری وارداتی	P_{Im}	۰/۴	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
ضریب فرآیند خودتوضیحی هزینه‌های مالی نهاده‌های واسطه‌ای وارد شده	P_{Inm}	۰/۴	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)
ضریب فرآیند خودتوضیحی صادرات نفت خام	P_{ox}	۰/۳۳	نخلی و همکاران (۱۳۹۹)

(منبع: جمع‌آوری پژوهش)

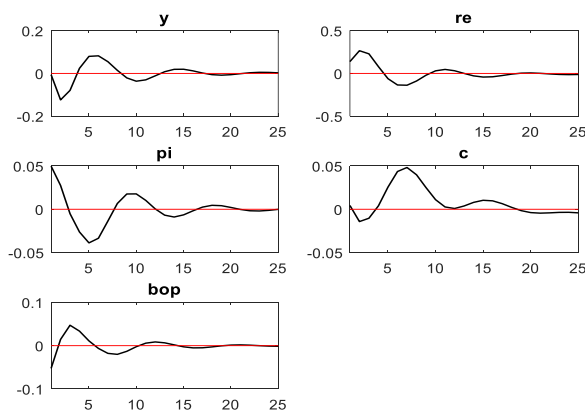
۵. عملکرد و نتایج الگو

مقایسه گشتاورهای داده‌های واقعی در اقتصاد ایران، حکایت از موفقیت نسبی الگو در شبیه‌سازی واقعیات اقتصاد ایران دارد. با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۷ الی ۱۳۹۹ و با لحاظ فیلتر پرسکات، مشاهده شد که میانگین تولید غیرنفتی ۰/۸۶ است که نتیجه مدل ۰/۸۲ است. همچنین میانگین مصرف در سال‌های مورد بررسی در ایران ۰/۵۳ و در الگو ۰/۶ است. انحراف معیار مشاهده‌شده در این سال‌ها نیز برای مصرف ۰/۰۲۶ و در الگوی ارائه‌شده ۰/۰۱۹ به‌دست می‌آید.

۶. نتایج الگو

الگوی ارائه شده در این مقاله با استفاده از برنامه داینر که در نرم افزار متلب اجرا می شود، شبیه سازی شده است. داینار قادر به یافتن مقادیر باثبات متغیرهای الگو بوده و مسیرهای عکس العمل آنی متغیرها در صورت وقوع تکانه های اقتصادی را محاسبه می کند. در این مرحله، الگو در قالب یک فایل داینار نوشته شده که این فایل می باید ۵ بخش که شامل معرفی کلیه متغیرهای الگو (از جمله متغیرهای درونزا، برونزا و پارامترها)، معادلات موجود در الگو، مقادیر اولیه متغیرهای الگو، تکانه های موجود در الگو و دستورات مربوط به انجام محاسبات را شامل شود. چنانچه کلیه مراحل فوق به درستی انجام گرفته باشد، برنامه داینار به شبیه سازی الگو پرداخته و توابع ضربه - واکنش متغیرهای الگو در برابر تکانه های لحاظ شده و خلاصه ای از گشتاورهای متغیرهای شبیه سازی شده را تولید می کند. در این قسمت سعی خواهد شد که در چهارچوب نظام ارزی شناور مدیریت شد، نقش مالیات توبین در کنترل تکانه تراز پرداختها مورد ارزیابی قرار گیرد. در نهایت در جدول (۴) نیز زیان رفاهی ناشی از این تکانه ها مورد مقایسه قرار گرفته است.

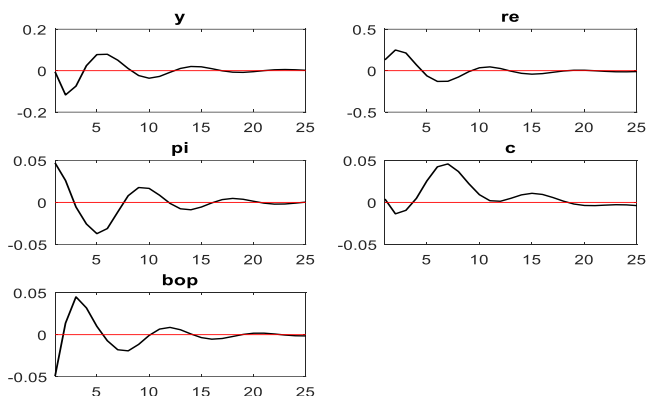
نتایج تکانه ۱۰ درصدی بر صادرات نفتی به عنوان تکانه تراز پرداختها بدون اعمال مالیات توبین در نمودار (۱) آمده است. خروجی متغیرهای مورد بررسی نشان می دهد که با تکانه منفی صادرات نفتی، تولید نیز کاهش می یابد. به دلیل کاهش میزان ذخایر ارزی، نرخ ارز حقیقی در ابتدا افزایش پیدا کرده است. با کاهش میزان تولید و افزایش نرخ ارز حقیقی، تورم در ابتدا افزایش پیدا می کند. همچنین با کاهش میزان تولید، مصرف در ابتدا کاهش پیدا می کند و در نهایت با کاهش میزان صادرات نفت، تراز پرداختها نیز تخریب شده است.



نمودار ۱: توابع ضربه - واکنش متغیرهای الگو به تکانه صادرات نفتی بدون اعمال مالیات توبین

(منبع: یافته های پژوهش)

به منظور کنترل زیان رفاهی ناشی از تکانه صادرات نفتی به‌عنوان تراز پرداخت‌ها در اقتصاد، در این قسمت از مطالعه از ابزار مالیات توئین استفاده شده است. برای این منظور در ادامه با اعمال مالیات توئین، اثر تکانه منفی تراز پرداخت‌ها ارزیابی و میزان انحرافات و زیان‌ها برای هرکدام از متغیرها به‌دست آمده که در نمودار (۲) نشان داده شده و زیان حاصل شده از تکانه صادرات نفتی در چهارچوب عدم وجود و وجود مالیات توئین به‌صورت جدول (۴) ارائه شده است.



نمودار ۲: توابع ضربه - واکنش متغیرهای الگو به تکانه صادرات نفتی با اعمال مالیات توئین
(منبع: یافته‌های پژوهش)

جدول ۴: مقایسه زیان‌های تولیدی ناشی از اعمال مالیات توئین

زیان	واریانس انحراف تولید	واریانس تورم	واریانس نرخ ارز	
۰/۰۷۴۰۴	۰/۰۴۱۳۶	۰/۰۰۷۵	۰/۱۸۴۱۰	عدم وجود مالیات توئین
۰/۰۷۲۸	۰/۰۷۳۹	۰/۰۰۲۷	۰/۰۱۴۱۶	وجود مالیات توئین

(منبع: یافته‌های پژوهش)

به‌صورت جمع‌بندی می‌توان بیان کرد که اعمال مالیات توئین، زیان رفاهی ناشی از تکانه‌های تراز پرداخت‌ها را کاهش می‌دهد.

۷. جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی

تکانه‌های تراز پرداخت‌ها به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل ایجادکننده بی‌ثباتی در اقتصادهای متکی به صادرات موارد خام است. اقتصاد ایران نیز به دلیل وابسته بودن به درآمدهای نفتی، در دوران مختلف تحت تأثیر تکانه‌های تراز پرداخت‌ها قرار گرفته است و این تکانه‌ها منجر به بی‌ثباتی اقتصاد کلان و به‌طور ویژه نوسان نرخ ارز و در مواقعی وقوع بحران پولی (ارزی) شده است.

یکی از گزینه‌های ارائه‌شده در ادبیات اقتصاد کلان باز در جهت کنترل نوسان‌های بیش از اندازه نرخ ارز به‌ویژه در زمانی که اقتصاد با تکانه‌های منفی برون‌زا، از جمله تحریم‌های بین‌المللی مواجه

می‌شود، کنترل خروج سرمایه از طریق وضع مالیات توبین در بازار ارز است. در این مطالعه سعی شد که با ارائه یک الگوی DSGE برای اقتصاد باز و سازگار با شرایط اقتصاد ایران، نقش مالیات توبین در ایجاد ثبات متغیرهای اقتصاد کلان و به‌ویژه نرخ ارز در واکنش به تکانه تراز پرداخت‌ها در چهارچوب نظام ارزی و شناور مدیریت شده مورد ارزیابی قرار گیرد.

نتایج حاصل از توابع ضربه - واکنش صادرات نفتی به‌عنوان تکانه تراز پرداخت‌ها نشان داد که اعمال مالیات توبین واریانس نرخ ارز حاصل از تکانه‌های تراز پرداخت‌ها را کاهش داده است که مطابق با ادبیات اقتصادی است. طبق نتایج به‌دست آمده مالیات توبین انحرافات تورم و تولید را کاهش داده است که براساس تابع زیان رفاهی تعریف شده براساس انحرافات نرخ ارز، تورم و تولید زیان رفاهی درمجموع کاهش پیدا کرده است. بر این اساس سیاست‌گذار با توجه به اسناد بالادستی، می‌تواند از مالیات توبین به‌عنوان یک ابزار سیاستی شفاف و کارا تر نسبت به سهمیه‌بندی در بازار ارز آزاد، امنیتی کردن این بازار یا حتی در مواردی توصیه به عدم توجه به آن، استفاده کند.

References

- Adolfson, M., Stefan, L., Jesper, L. & Mattias, V. (2007). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-through. *Journal of International Economics*, 72, 481-511.
- Asghari, M., Haghighat, A., Nonejad, M. & Zare, H. (2019). The Study of Exchange Rate Dynamics in Iran by Using Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Models. *Economic Modelling*, 13(46), 171-192. [In Persian]
- Asgharpour, H. & Jammeh Shoorani, Z. (2014). Analysis of the effect of monetary approach on the balance of payments in Iran. *Bi-Quarterly Scientific Journal of Development and Planning Economics*, 4(1), 67-81. [In Persian]
- Bacchetti, L., Ferrari, M., & Trenta, U. (2014). The impact of the French Tobin Tax, *Journal of Financial Stability*, 15, 127-148.
- Biaconi, G., Galla, T., Marsiki, M. & Pin, P. (2009). Effects of Tobin taxes in minority game markets. *Journal of Economics Behavior & Organization*, 70, 231-240.
- Li, X., & Zhou, C. (2023). Tobin Tax, Carry Trade and the Exchange Rate Dynamics. *Computational Economics*, 63(4), 1627-1647.
- Balke, N. S., & Brown, S. P. (2018). Oil supply shocks and the US economy: An estimated DSGE model. *Energy Policy*, 116, 357-372.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 983-998.
- Dixit, A. K., & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American Economic Review*, 67(3), 297-308.
- Frankel, J. (1996). How Well Do Foreign Exchange Markets Function: Might a Tobin Tax Help? NBER Working Paper, 5422.
- Faraji, M. & Afshari, Z. (2014). Investigating the effects of international sanctions on macroeconomic variables of Iran. *Economic Modeling Research*, 25, 129-182. [In Persian]
- Farkhovi, M. (2012). Review of Iran's Currency Systems. Master's Thesis, Faculty of Economics, University of Tehran. [In Persian]
- Garshasbi, A. & Yousefi Dindarlou, M. (2016). Oil price impulses and economic fluctuations in Iran within the framework of the new Keynesian open economy model. *Business Research Quarterly*, 76, 123-149. [In Persian]
- Gelain, P. & Kulikov, D. (2009). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Estonia. Eesti Pank Bank of Estonia, Working Paper Series
- Gholami, A. (2017). Tobin tax and its related issues - Part II: Introduction of Tobin tax and its objectives. *Economic Magazine - Economic Issues and Policies Review Monthly*, 6(7), 141-148. [In Persian]
- Garanejad, A. & Chapardar, A. (2016). Investigating Factors Affecting Tax Revenues in Iran. *Journal of Financial Economics*, 20, 69-92. [In Persian]
- Grauwe, P (2000). Controls on Capital Flows and the Tobin Tax. Working Papers of Department of Economics

- Kazerooni, A., Barghi oskooee, M., Asgharpur, H., & Abolhasanbeigi, H. (2019). The Evaluation of the Impact of Volatility of Oil Revenue on the Relationship between Exchange Rate and Trade Balance of Iran: Non-Linear Approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 54(1), 125-145. [In Persian]
- Kearns, D. (2002). A Call for Tighter Controls in the Foreign Exchange Market: A Look at the Tobin Tax.
- Manzoor, D., & Taghipour, A. (2014). Setting Up a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Model for a Small Open Economy Exporting Oil: case Study: Iran. *Economic Research and Policy*, 23(75), 7-44. [In Persian]
- Nakhli, R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R. & Rafei, M. (2020). A DSGE Analysis of the Effects of Economic Sanctions: Evidence from the Central Bank of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, 9(1), 35-70.
- Tobin, J. (1978). A Proposal for International Monetary Reform. *Eastern Economic Journal*, 4, 153-159.
- Yavari, K., Valibeigi, H., Ebrahimi, I. & Sahabi, B. (2017). Analysis of the Effect of Trade and Foreign Exchange Policies in Iran within the Framework of the Stochastic Dynamic General Equilibrium model. *Economic Policy*, 18, 53-88. [In Persian]
- Yazdani, M., & Noorafrooz, T. (2014). Evaluation of the Effect of Oil Price Fluctuations and Production Gap on the Trade Balance of Iran's Economy. *Economic Sciences*, 31, 21-40. [In Persian]
- Yin, Z., Peng, H., Xiao, W. & Xiao, Z. (2022). Capital control and monetary policy coordination: Tobin tax revisited. *Research in International business and Finance*, 59.

Tobin Tax and Shocks on the Balance of Payment A DSGE Approach

Mohammad Nikzad¹

Mahdi Yazdani²

Received: 2023/11/04

Accepted: 2023/11/19

Introduction

Balance of payment (BOP) shocks are one of the most important factors causing instability in economies that rely heavily on raw material export. Due to its dependence on oil revenues, the Iranian economy has been affected by balance of payment impulses in different eras, which have led to the instability of the macro-economy, especially the fluctuation of exchange rate, and sometimes occurrence of currency crisis. In the literature of public finance, there are several types of taxes on financial transactions, each of which has been introduced according to a specific purpose. Nevertheless, these taxes have common characteristics that are considered as basis for their selection and implementation at some point of time, especially during the periods of financial crises. These include curbing fluctuations of financial markets, collecting fair taxes and the possibility of reducing tax evasion compared to other taxes as the most important features. Tobin's original idea was a double tax on currency transactions, which is due when the currency is bought and sold. The mentioned tax has a bias towards long-term investment and leads to moving away from short-term speculation and ultimately creating economic stability. In general, this tax can lead to its spending by increasing investment returns and increasing economic stability.

Methodology

One of the presented instruments in the literature of open macroeconomics in order to control excessive exchange rate fluctuations, especially when the economy is faced with exogenous negative impulses such as international sanctions, is to control capital outflow through the Tobin tax in the exchange rate market. In this study, by presenting a DSGE model for an open economy and compatible with the conditions of the Iranian economy, it was tried to evaluate the role of Tobin Tax in stabilizing macroeconomic variables. The focus was especially on evaluating the exchange rate in response to the shocks of the balance of payment in the framework of the managed floating exchange rate system. The presented model in this paper is simulated using the Dynare program that runs in MATLAB software. Daynar is able to find steady-state values for variables of the model and calculates impulse response paths of variables in case of economic

-
1. Ph.D. in Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: 1mohammadnikzad@gmail.com
 2. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)
Email: ma_yazdani@sbu.ac.ir

shocks. At this stage, the pattern is written in the form of a Dynare file, which should have 5 sections that include the introduction of all variables (including endogenous and exogenous variables and parameters), the equations in the model, the initial values of the variables, and the available impulses. If all the steps above are done correctly, the Dynare program simulates the model and produces the impulse response functions for the variables of model against the included impulses and a summary of the moments of the simulated variables. Hence, in this study, it will be tried to evaluate the role of Tobin Tax in controlling the balance of payments innovations in the framework of the management floating exchange rate system.

Results and Discussion

The results of the analyzed variables show that with the negative shock of oil export, the output also decreases. Due to the decrease in the foreign exchange reserves, the real exchange rate has increased initially. With a decrease in the output and an increase in the real exchange rate, inflation increases at first. With a decrease in the amount of the output, also the consumption will decrease. Finally, with a decrease in the amount of the oil exports, the balance of payment has also been disturbed. The results of the impulse response functions of the oil export as a balance of payment shock showed that the application of Tobin Tax has reduced the variance of the exchange rate resulting from balance of payment shocks, which is in accordance with the economic literature. The obtained results have also shown that, Tobin tax has reduced the deviations of inflation and the output that the welfare loss function have decreased.

Conclusion

Therefore, according to the results, the policymaker can use the Tobin tax as a more transparent and efficient policy tool than quotas in the exchange rate market, which lead to provide more efficiency exchange rate market in mid and long-run.

Keywords: Tobin Tax, Balance of Payment Shock, Oil Export, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.

JEL Classification: D58, E10, E32, F32.

Contents	Page
■ Climate Change Risk, Performance, and Value Added in Agricultural Sector Ramin Amani (<i>Ph.D.</i>), Zanko Ghorbani (<i>M.A.</i>) and Zana Mozaffari (<i>Ph.D.</i>)	1
■ Natural Disasters and Energy Security in Iran Parvin Alimoradi Afshar (<i>Ph.D.</i>), Vahid Azizi (<i>M.A.</i>) and Somaieh Fatehi (<i>M.A.</i>)	31
■ Natural Resource Abundance and Financial Development and Economic Growth Relationship in Iran: Role of Productivity Majid Aghaei (<i>Ph.D.</i>)	61
■ Urban Morphology and Public Transportation Demand with Special Emphasis on the Form of Urban Road Network Zahra Pourahmad (<i>M.A.</i>), Babak Saffari (<i>Ph.D.</i>) and Shekoofeh Farahmand (<i>Ph.D.</i>)	97
■ Behavioral and Non-Behavioral Factors Affecting Housing Prices and Inflation in Iran Aliakbar Gholizadeh (<i>Ph.D.</i>) and Shahla Samadipour (<i>Ph.D.</i>)	123
■ Service Employment and Income Inequality in Iran Maryam Rishchchi Fayyaz (<i>M.A.</i>), Mohammad Ali Falahi (<i>Ph.D.</i>) and Mehdi Feizi (<i>Ph.D.</i>)	147
■ International Economic Zones and Integration of Global Economy Mostafa Heidari Haratemeh (<i>Ph.D.</i>)	169
■ Applying Markov-Switching Vector Autoregressive Method in Examining the Hypotheses of Import-output and Export-output Growth in Iran Fahmideh Fattahi (<i>Ph.D.</i>), Samad Hekmati Farid (<i>Ph.D.</i>) and Ali Rezazadeh (<i>Ph.D.</i>)	197
■ Social Security System Layers and Islamic Economic Justice with Special Emphasis on Takaful Hamidreza Naeb Khosroshahi (<i>Ph.D.</i>), Mohammadreza Nahidi Amirkhiz (<i>Ph.D.</i>), Mohammad Ali Motafakker Azad (<i>Ph.D.</i>) and Seyyed Ali Paytakhti Oskouyi (<i>Ph.D.</i>) ..	229
■ Unemployment and Crime in the Iranian Cities A Spatial Econometric Approach Elham Nobahar (<i>Ph.D.</i>), Kamal Sadeghi (<i>Ph.D.</i>) and Hadi Kheirollahi Zaki (<i>M.A.</i>)	255
■ Threshold Effects, Sacrifice Ratio and Government Debt The Smooth Transition Regression Approach Sara Ghobadi (<i>Ph.D.</i>)	283
■ Tobin Tax and Shocks on the Balance of Payment A DSGE Approach Mohammad Nikzad (<i>Ph.D.</i>) and Mahdi Yazdani (<i>Ph.D.</i>)	313

In the name of Allah

**Quarterly Journal of
The Economic Research (Sustainable Growth and Development)**

Publisher:	The Economic Research Institute (ERI) 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



pISSN: 1735-6768

eISSN: 2980-7832



Quarterly Journal Of

The Economic Research

(Sustainable Growth and Development)

Vol. 24, No. 3, Autumn, 2024

Climate Change Risk, Performance, and Value Added in Agricultural Sector Ramin Amani (Ph.D.), Zanko Ghorbani (M.A.) and Zana Mozaffari (Ph.D.)	1-30
Natural Disasters and Energy Security in Iran Parvin Alimoradi Afshar (Ph.D.), Vahid Azizi (M.A.) and Somaieh Fatehi (M.A.)	31-60
Natural Resource Abundance and Financial Development and Economic Growth Relationship in Iran: Role of Productivity Majid Aghaei (Ph.D.)	61-96
Urban Morphology and Public Transportation Demand with Special Emphasis on the Form of Urban Road Network Zahra Pourahmad (M.A.), Babak Saffari (Ph.D.) and Shekoofeh Farahmand (Ph.D.)	97-122
Behavioral and Non-Behavioral Factors Affecting Housing Prices and Inflation in Iran Aliakbar Gholizadeh (Ph.D.) and Shahla Samadipour (Ph.D.)	123-145
Service Employment and Income Inequality in Iran Maryam Rishchchi Fayyaz (M.A.), Mohammad Ali Falahi (Ph.D.) and Mehdi Feizi (Ph.D.)	147-168
International Economic Zones and Integration of Global Economy Mostafa Heidari Haratemeh (Ph.D.)	169-196
Applying Markov-Switching Vector Autoregressive Method in Examining the Hypotheses of Import- output and Export-output Growth in Iran Fahmideh Fattahi (Ph.D.), Samad Hekmati Farid (Ph.D.) and Ali Rezazadeh (Ph.D.)	197-228
Social Security System Layers and Islamic Economic Justice with Special Emphasis on Takaful Hamidreza Naeb Khosroshahi (Ph.D.), Mohammadreza Nahidi Amirkhiz (Ph.D.), Mohammad Ali Motafakker Azad (Ph.D.) and Seyyed Ali Paytakhti Oskouyi (Ph.D.)	229-254
Unemployment and Crime in the Iranian Cities A Spatial Econometric Approach Elham Nobahar (Ph.D.), Kamal Sadeghi (Ph.D.) and Hadi Kheirollahi Zaki (M.A.)	255-282
Threshold Effects, Sacrifice Ratio and Government Debt The Smooth Transition Regression Approach Sara Ghobadi (Ph.D.)	283-312
Tobin Tax and Shocks on the Balance of Payment A DSGE Approach Mohammad Nikzad (Ph.D.) and Mahdi Yazdani (Ph.D.)	313-345