

فصلنامه علمی

پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)

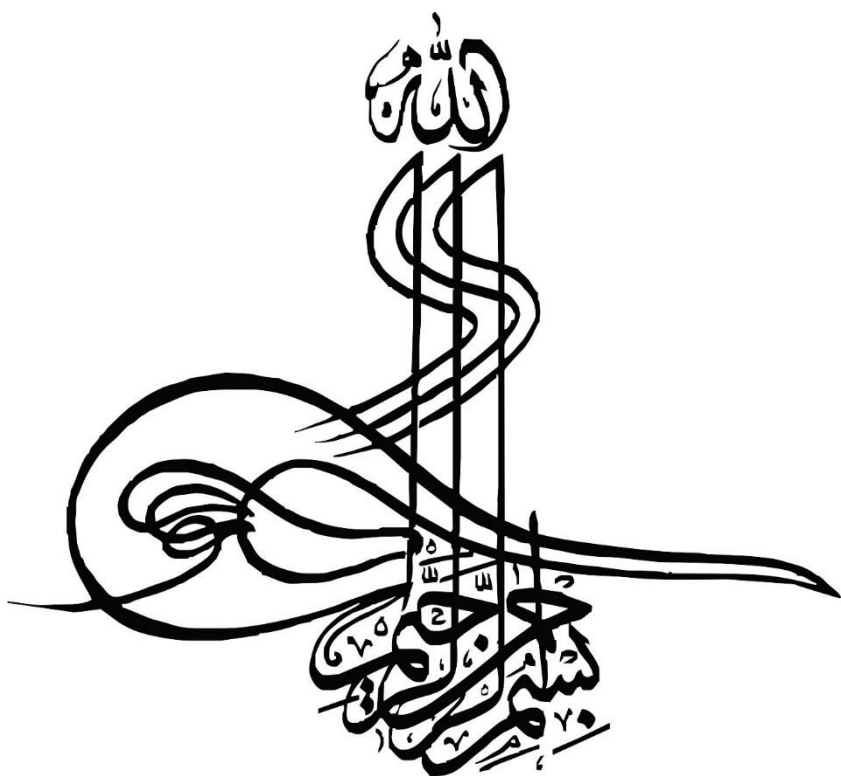
سال بیست و پنجم - شماره اول - بهار ۱۴۰۴ - شماره پیاپی: ۹۷



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



- بررسی اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد بخش کشاورزی
فاطمه طایی سمیرمی و صادق خلیلیان..... ۱-۳۰
- ارزیابی اثرات مالیات کربن بر بخش صنعت در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با استفاده از یک
مدل تعادل عمومی پویا
کلیثوم افشون، مهدی نجاتی، عبدالمجید جلالی و زین العابدین صادقی..... ۳۱-۶۰
- حکمرانی و حق الضرب: مورد کشورهای منتخب اوپک و ایران
علی رشید شمخال، کامبیز پیکار جو و بیت الله اکبری مقدم..... ۶۳-۸۹
- تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز و مقایسه روشهای اختلافات دوسویه و متغیرهای منفرد
امیررضا سوری و فاطمه پناهی..... ۹۱-۱۱۲
- جهانی سازی، تنوع صادراتی و آثار زیست محیطی در کشورهای حوزه خلیج فارس با رویکرد پانل فضایی
هادی خیرالهی زکی و کمال صادقی..... ۱۱۳-۱۳۸
- بررسی تأثیر قیمت نفت، فلزات و مواد اولیه کشاورزی در بازار جهانی بر اقتصاد ایران با استفاده از مدل GVAR
سیمین اکبری دهباغی، سید عزیز آرمن و عبدالمجید آهنگری..... ۱۳۹-۱۵۸
- ارزیابی ترجیحات کشاورزان ورامینی در استفاده از منابع آبی استحصال شده از کانالهای آبیاری با
استفاده از تکنیک آزمایش انتخاب گسسته
محسن مهرآرا و حجت اله شایگان فرد..... ۱۵۹-۱۸۱
- بررسی پایداری مالی در ایران: رهیافت مدل های تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و پارامتر
متغیر در زمان
حسین عقیلی فر، خسرو پیرایی، هاشم زارع و مهرزاد ابراهیمی..... ۱۸۳-۲۰۸
- مقایسه تطبیقی تأثیر انواع دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته
هدی زبیری و مریم احسانی..... ۲۰۹-۲۴۳
- تعیین حد آستانه و بررسی اثر نامتقارن سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر در کشورهای
عضو همکاری شانگهای
سیده مرضیه حسینی و منیره رفعت..... ۲۴۵-۲۶۶
- تکنانه های کارایی نهایی سرمایه گذاری و پازل مصرف: کاربردی از الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا
موسی مقصودی، منصور زراء نژاد و مسعود خداپناه..... ۲۶۷-۲۹۰
- طراحی مدل پویا برای ارزیابی پروژه های سرمایه گذاری ساختمانی با استفاده از رویکرد پویایی سیستم
مجید معتمدی و محمد حسین درویش متولی..... ۲۹۱-۳۱۸





فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه بایدار)



فصلنامه علمی - پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و پنجم - شماره اول - بهار ۱۴۰۴

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

مدیر مسئول: پرستو محمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

سر دبیر: مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان - اصفهان - ایران

هیأت تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

حسین اصغرپور

استاد دانشگاه تبریز - تبریز - ایران

مجید احمدیان

استاد دانشگاه تهران - تهران - ایران

عبدالمجید جلایی

استاد دانشگاه شهید باهنر - کرمان - ایران

یداله دادگر

استاد دانشگاه شهید بهشتی - تهران - ایران

سعید راسخی

استاد دانشگاه مازندران - بابلسر - ایران

منصور زراءنژاد

استاد دانشگاه شهید چمران - اهواز - ایران

مصطفی سلیمی فر

استاد دانشگاه فردوسی مشهد - مشهد - ایران

حسین صادقی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان - اصفهان - ایران

عباس عساری آرائی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مرتضی عزتی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

کاظم یآوری

دانشیار دانشگاه یزد - یزد - ایران

Srdjan Redzepagic

Professor of Economics - University Côte

d'Azur (University Nice Sophia Antipolis)

Nice - France

دبیران تخصصی: (به ترتیب حروف الفبا)

علی محمد احمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مرتضی عزتی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

لطیفعلی عاقلی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

امیرحسین مزینی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

تیم پشتیبانی کننده:

ویراستار فارسی: سیدمحمدحسن مصطفوی

ویراستار انگلیسی: محمد منصوری

مدیر داخلی فصلنامه: مریم طالبی

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 آل احمد، 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 مبسوط (۷۵۰ تا ۱۰۰۰ کلمه) باشد.
ب) واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آنها (حداکثر ۵ واژه).
ج) معرفی نویسنده (نام و نام خانوادگی، مدرک تحصیلی، رشته و گرایش، رتبه علمی، آدرس محل کار، تلفن تماس محل کار، نامبر 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 مبسوط.
- 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 به ترتیب 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

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

فهرست مطالب

عنوان	صفحه
بررسی اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد بخش کشاورزی فاطمه طایی سمیری و صادق خلیلیان..... ۱	۱
ارزیابی اثرات مالیات کربن بر بخش صنعت در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا کلثوم افشون، مهدی نجاتی، عبدالمجید جلایی و زین العابدین صادقی..... ۳۱	۳۱
حکمرانی و حق الضرب: مورد کشورهای منتخب اوپک و ایران علی رشید شمشال، کامبیز پیکارجو و بیت الله اکبری مقدم..... ۶۳	۶۳
تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز و مقایسه روش های اختلافات دوسویه و متغیرهای منفرد امیررضا سوری و فاطمه پناهی..... ۹۱	۹۱
جهانی سازی، تنوع صادراتی و آثار زیست محیطی در کشورهای حوزه خلیج فارس با رویکرد پانل فضایی هادی خیرالهی زکی و کمال صادقی..... ۱۱۳	۱۱۳
بررسی تأثیر قیمت نفت، فلزات و مواد اولیه کشاورزی در بازار جهانی بر اقتصاد ایران با استفاده از مدل GVAR سیمین اکبری دهباغی، سید عزیز آرمن و عبدالمجید آهنگری..... ۱۳۹	۱۳۹
ارزیابی ترجیحات کشاورزان ورامینی در استفاده از منابع آبی استحصال شده از کانال های آبیاری با استفاده از تکنیک آزمایش انتخاب گسسته محسن مهرآرا و حجت اله شایگان فرد..... ۱۵۹	۱۵۹
بررسی پایداری مالی در ایران: رهیافت مدل های تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و پارامتر متغیر در زمان حسین عقیلی فر، خسرو پیرایی، هاشم زارع و مهرزاد ابراهیمی..... ۱۸۳	۱۸۳
مقایسه تطبیقی تأثیر انواع دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته هدی زبیری و مریم احسانی..... ۲۰۹	۲۰۹
تعیین حد آستانه و بررسی اثر نا متقارن سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر در کشورهای عضو همکاری شانگهای سیده مرضیه حسینی و منیره رفعت..... ۲۴۵	۲۴۵
تکنانه های کارایی نهایی سرمایه گذاری و پازل مصرف: کاربردی از الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا موسی مقصودی، منصور زراء نژاد و مسعود خداپناه..... ۲۶۷	۲۶۷
طراحی مدل پویا برای ارزیابی پروژه های سرمایه گذاری ساختمانی با استفاده از رویکرد پویایی سیستم مجید معتمدی و محمد حسین درویش متولی..... ۲۹۱	۲۹۱

بررسی اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد بخش کشاورزی

فاطمه طایی سمیرمی^۱

صادق خلیلیان^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲۶

چکیده

توسعه تکنولوژی که در بخش کشاورزی برای کاهش مصرف انرژی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای صورت می‌گیرد، اثرات چندگانه‌ای بر جانشینی انرژی و در نتیجه بر نرخ رشد شاخص‌های اقتصادی و محیط‌زیستی در بخش کشاورزی می‌گذارد. هدف از انجام این مطالعه بررسی اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد شاخص‌های اقتصادی - محیط زیستی در بخش کشاورزی ایران با کاربرد تابع هزینه ترانسلوگ است. نتایج نشان داد که در صورت افزایش سطح توسعه تکنولوژی، جانشینی بین سرمایه و انرژی کاهش و درمقابل جانشینی بین نیروی کار و انرژی افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان داد که با کاهش میزان جانشینی بین سرمایه و انرژی، اثرات منفی آن بر اقتصاد و کیفیت محیط زیست قابل توجه است و درمقابل افزایش میزان جانشینی بین نیروی کار و انرژی، اثر مثبتی بر اقتصاد و کیفیت محیط زیست می‌گذارد که میزان این اثرات با افزایش سطح بالاتر توسعه تکنولوژی بر جانشینی انرژی بیشتر شده است. از نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌شود که برای کاهش اثرات منفی اقتصادی و محیط زیستی از کاهش موجودی سرمایه لازم است تسهیلاتی برای سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش کشاورزی ایران اختصاص داده شود.

واژگای کلیدی: اثرات جانشینی، سرمایه‌گذاری، گازهای گلخانه‌ای، مصرف انرژی

طبقه‌بندی JEL: I28, O44, P18, Q48, Q43

۱. دانش آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. F_taei@modares.ac.ir

۲. دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول). khalil_s@modares.ac.ir

۱. مقدمه

سیاست هدفمندی یارانه انرژی که با هدف صرفه‌جویی در مصرف انرژی صورت گرفت، با اثرات بازگشتی انرژی به چالش کشیده شد (پنگ و همکاران، ۱، ۲۰۲۳). بخش کشاورزی نیز از این امر مستثنی نبوده است (رایحان و همکاران، ۲، ۲۰۲۳). معمولاً بهبود بهره‌وری انرژی، یک روش مؤثر برای کاهش مصرف انرژی و آلودگی‌های محیط‌زیستی است (اعظمی و همکاران، ۱۴۰۳؛ محسن و همکاران، ۳، ۲۰۲۱؛ ژانگ و همکاران، ۴، ۲۰۲۳؛ تقوایی و همکاران، ۵، ۲۰۲۳؛ جعفری و محمدی، ۱۳۹۱). اثرات بازگشتی انرژی از توسعه تکنولوژی، یک چالش اساسی در حفاظت از محیط‌زیست است (کنگ و همکاران، ۲۰۲۳).

افزایش نرخ رشد سالانه مصرف انرژی، چالش‌های زیست‌محیطی زیادی را به‌وجود آورد (وزارت نیرو، ۱۳۹۷؛ محمدی و همکاران، ۱۴۰۲). به این شکل که میزان انتشار گازهای دی‌اکسیدکربن که مهم‌ترین گاز گلخانه‌ای در بخش کشاورزی ایران است، از ۱۳۶۸۲ هزار تن در سال قبل از هدفمندی یعنی سال ۱۳۸۹ به ۱۷۶۳۹ هزار تن در سال ۱۳۹۹ رسیده، و به بیان دیگر، میزان افزایش متوسط رشد سالیانه انتشار گازهای دی‌اکسیدکربن در بخش کشاورزی در طی این دوره برابر با ۲۸/۹۲ درصد بوده است (وزارت نیرو، ۱۳۹۹).

اجرای برخی سیاست‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی، ممکن است نتیجه معکوس در مصرف انرژی و محیط‌زیست داشته باشد (زیمرن و همکاران، ۷، ۲۰۲۱؛ کانسینو و همکاران، ۸، ۲۰۲۲؛ ژانگ و همکاران، ۹، ۲۰۲۳؛ ژانگ، ۱۰، ۲۰۲۳؛ جیانگ و همکاران، ۱۱، ۲۰۲۳؛ وانگ و همکاران، ۱۲، ۲۰۲۳؛ لی و همکاران، ۱۳، ۲۰۲۳).

از سوی دیگر، افزایش مصرف انرژی، منجر به گسترش بیشتر ارزش افزوده می‌شود. ادغام ارزش افزوده با توسعه تکنولوژی، به یک عامل اساسی برای پایداری رشد اقتصادی و حفظ محیط زیست

1. Peng et al. (2023)
2. Raihan et al. (2023)
3. Mohsin et al. (2021)
4. Zhang et al. (2023)
5. Taghvaei et al. (2023)
6. Kong et al. (2023)
7. Zimmermann et al. (2021)
8. Cansino et al. (2022)
9. Zhang et al. (2023)
10. Zhang (2023)
11. Jiang et al. (2023)
12. Wang et al. (2023)
13. Li et al. (2023)

تبدیل شده است (تائو و همکاران^۱، ۲۰۲۲؛ گوو و همکاران^۲، ۲۰۲۳). چالش‌هایی که اجرای این سیاست بر مصرف انرژی و محیط‌زیست به وجود آورده، بخش تولید را به سمت استفاده از تکنولوژی صرفه‌جویی در مصرف انرژی ترغیب کرده است (یمیلیانو و همکاران^۳، ۲۰۲۳).

نگرانی‌های گسترده‌ای نیز برای توسعه تکنولوژی در سراسر جهان وجود دارد، که در برخی مطالعات، به تأثیرات منفی آن اشاره شده که از این مطالعات، می‌توان به مطالعه وو و همکاران^۴ (۲۰۲۰)؛ ایرم و همکاران^۵ (۲۰۲۰)؛ وو و همکاران^۶ (۲۰۲۱) اشاره کرد و برخی دیگر، به تأثیرات مثبت آن اشاره نموده‌اند. از این مطالعات، می‌توان به مطالعات برتولدی و موسکونی^۷ (۲۰۲۰)؛ اکرم و همکاران^۸ (۲۰۲۰)؛ بلوچ و همکاران^۹ (۲۰۲۰) و دل آنا^{۱۰} (۲۰۲۱) اشاره نمود.

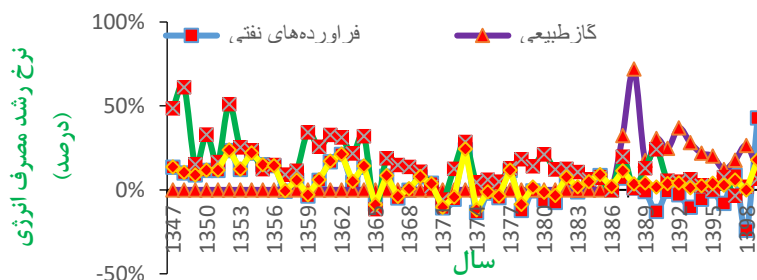
کشورها مقررات زیست‌محیطی را برای دستیابی به توسعه پایدار و پایداری اکولوژیکی وضع می‌کنند. با این وجود، مقررات زیست‌محیطی، پایداری زیست‌محیطی را تضمین نمی‌کند تا زمانی که به صورت کارآمد اجرا شوند (احمد و همکاران^{۱۱}، ۲۰۲۲). بنابراین، بررسی اثرات توسعه تکنولوژی بر اقتصاد و محیط‌زیست، به یک موضوع اصلی در توسعه پایدار تبدیل شده است. با توجه به اهمیت موضوع، در این مقاله، اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد شاخص‌های محیط‌زیستی و اقتصادی در بخش کشاورزی ایران برای دوره هدفمندی یارانه انرژی، مورد بررسی قرار گرفته است.

۲. شواهد آماری

چنان‌که شکل ۱ نشان می‌دهد، با اجرای قانون هدفمندی یارانه انرژی در بخش کشاورزی ایران، نرخ رشد مصرف حامل‌های انرژی در این بخش تغییر یافته است، به‌طوری‌که نرخ رشد مصرف فرآورده‌های نفتی از ۱/۰۲- درصد در سال قبل هدفمندی (۱۳۸۹) به ۴۲/۹ درصد در سال ۱۳۹۹، نرخ رشد مصرف گاز طبیعی از ۱۷/۵۰ درصد در سال ۱۳۸۹ به ۱۲/۲۳ درصد در سال ۱۳۹۹ رسیده است و نرخ رشد برق مصرفی از ۱۳ درصد در سال قبل هدفمندی (۱۳۸۹) به ۶/۶۹ درصد در سال ۱۳۹۹ رسیده است که این افزایش نرخ رشد مصرف در حامل‌های انرژی منجر به برگشت انرژی می‌شود

1. Tao et al. (2022)
2. Guo et al. (2023)
3. Yemelyanov et al. (2023)
4. Wu et al. (2020)
5. Iram et al. (2020)
6. Wu et al. (2021)
7. Bertoldi & Mosconi (2020)
8. Akram et al. (2020)
9. Baloch et al. (2020)
10. Dell'Anna (2021)
11. Ahmed et al. (2022)

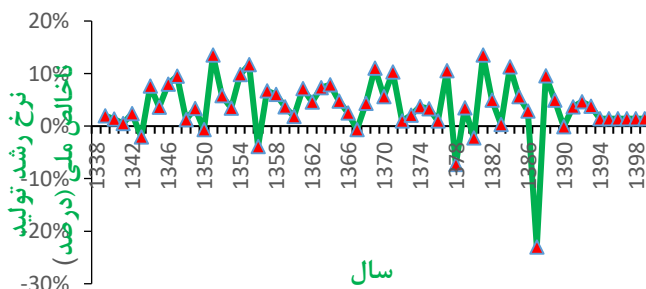
که بیشتر به دلیل افزایش نرخ رشد مصرف فرآورده‌های نفتی در بخش کشاورزی بوده، که از نرخ رشد ۴/۱۳ درصد در سال ۱۳۸۹ به نرخ ۱۷/۹۶ درصد در سال ۱۳۹۹ رسیده است (وزارت نیرو، ۱۳۹۹).



نمودار ۱: نرخ رشد مصرف حامل‌های مختلف انرژی در بخش کشاورزی ایران

(منبع: وزارت نیرو، ۱۳۹۹)

چنان‌که نمودار ۲ نشان می‌دهد، میزان نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در بخش کشاورزی ایران در دوره هدفمندی یارانه انرژی از (۰/۱-) درصد در سال ۱۳۹۰ به میزان ۱/۴ درصد در سال ۱۳۹۹ رسیده است که این بیانگر افزایش نرخ رشد تولید ناخالص ملی در دوره هدفمندی یارانه انرژی در بخش کشاورزی ایران است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۹).



نمودار ۲: میزان نرخ رشد تولید ناخالص ملی در بخش کشاورزی ایران

(منبع: مرکز آمار ایران، ۱۳۹۹)

۳. پیشینه پژوهش

در این راستا و در ادامه، به بررسی نتایج مطالعات انجام شده در زمینه توسعه تکنولوژی پرداخته شده است (ژنگ و همکاران، ۲۰۲۳)، به این نتیجه دست یافتند که یک ارتباط IN معکوس بین توسعه فناوری و انتشار کربن وجود دارد؛ به این معنی که توسعه تکنولوژی، ابتدا انتشار کربن را کاهش داده

اما زمانی که به یک سطح مشخصی رسید، شروع به افزایش انتشار گاز دی اکسید کربن می کند (اوموندی و همکاران، ۱، ۲۰۲۳).

در مطالعه‌ای با استفاده از مدل رشد نئوکلاسیک، به تجزیه و تحلیل نقش اثرات بازگشتی انرژی بر اقتصاد کشور کنیا پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که میانگین اثرات انرژی و اثرات کربن بر اقتصاد کنیا، به ترتیب ۱۵/۶۴ و ۱۳/۴۱ درصد است (کنگ و همکاران، ۲، ۲۰۲۳).

در مطالعه‌ای با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس و از طریق رابطه باقیمانده سولو برای سطح اقتصاد پکن، به این نتیجه دست یافتند که درجه اثرات بازگشتی انرژی در طی سال‌ها به تدریج کاهش یافته است و در بررسی بیشتر، نشان دادند که صرفه جویی در مصرف انرژی در سطح بخش‌ها ایده آل نیست بلکه در بخش‌ها با راندمان پایین، اثرات بازگشتی بیشتر از بخش‌ها با راندمان بالا است (وی و همکاران، ۳، ۲۰۲۳). نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که داده‌ها، روش‌ها، دامنه اندازه‌گیری، مقدار برآورد، ممکن است عامل تضاد نتایج در مطالعات قبلی باشد. همچنین نتایج نشان داد که عامل فضایی و اثرات بازگشتی ناشی از فناوری، ممکن است یک مکانیسم اساسی بر پایداری انرژی باشد (ژانگ و همکاران، ۴، ۲۰۲۲). یافته‌های مطالعه آن‌ها نشان داد که فناوری‌های اقلیمی اثر معنی دار و مثبتی بر توسعه انسانی و رشد اقتصادی می‌گذارد. همچنین فناوری‌های اقلیمی با کاهش ردپای اکولوژیکی در اقتصاد به پایداری زیست محیطی کمک می‌کنند (ژانگ و وی، ۵، ۲۰۲۲).

در مطالعه‌ای، به این نتیجه دست یافتند که دوره اندازه‌گیری، رویکرد اندازه‌گیری، در دسترس بودن داده‌ها و انتخاب ابزارهای تحلیلی، مهم‌ترین عوامل برای اندازه‌گیری اثرات فناوری اطلاعات و ارتباطات است که نادیده گرفتن این موارد، به یک تحلیل نادرست از آن بر شاخص‌های اقتصادی و محیط زیستی منجر می‌شود (فونت ویوانکو و همکاران، ۶، ۲۰۲۲).

در پژوهشی، به این نتیجه رسیدند که عدم توجه به چند بعدی بودن اثرات بازگشتی که در آن ممکن است، هم نتایج مثبت و هم، نتایج منفی حاصل گردد، ممکن است منجر به یک نتیجه‌گیری نادرست شود (کوسی اوغلو و همکاران، ۷، ۲۰۲۲).

در مطالعه‌ای، به این نتیجه دست یافتند که فناوری‌های زیست محیطی، اثرات معنی داری بر ردپای اکولوژیکی می‌گذارند، به این معنی که ۱ درصد افزایش در فناوری‌های زیست محیطی، منجر به کاهش ۰/۱۲۹ درصد ردپای اکولوژیکی می‌شود (آلفاریسی و همکاران، ۸، ۲۰۲۲).

-
1. Omondi et al. (2023)
 2. Kong et al. (2023)
 3. Wei et al. (2023)
 4. Zhang et al. (2022)
 5. Zhang & Wei (2022)
 6. Font Vivanco et al. (2022)
 7. Koseoglu et al. (2022)
 8. Alfarisi et al. (2022)

در پژوهش دیگری، به این نتیجه دست یافتند که یک ارزیابی کلاسیک از سیستم محصول-خدمات که فقط به بازده انرژی و اثرات زیست‌محیطی توجه داشته باشد، حتی زمانی هم که به خوبی طراحی شده باشد، ممکن است به پایداری منجر نشود؛ بلکه برای دستیابی به پایداری، باید یک ارزیابی جامع از اثرات بازگشت مورد بررسی قرار گیرد (پوپونی و همکاران^۱، ۲۰۲۲).

در مطالعه‌ای، نشان دادند که برای دست یافتن به توسعه پایدار در بخش کشاورزی-غذایی، نیاز به این است که آزمایش شاخص‌ها در سطح خرد شروع شود تا قابلیت کاربرد آن‌ها تأیید گردد و تأییداتی که ممکن است در سطوح کلان داشته باشند، مشخص شود (اونات^۲، ۲۰۲۲). نتایج بررسی مطالعه آن‌ها نشان داد که برای ارزیابی اثر وسایل نقلیه الکتریکی در جهت کاهش گازهای گلخانه‌ای، باید یک ارزیابی جامع از شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی و محیط‌زیستی، به‌عمل آید تا توسعه پایدار حاصل شود.

وو و همکاران^۳ (۲۰۲۱) با استفاده از مدل رگرسیون آستانه پویا در کشور چین، نشان دادند که یک رابطه غیرخطی بین توسعه اینترنت و بازده انرژی سبز وجود دارد.

سیدریوس و پولدنر^۴ (۲۰۲۱)، به این نتیجه رسیدند که برای بررسی اثرات بازگشتی در صنعت نساجی هلند، رویکردهای سنتی ارزیابی اثرات بازگشتی باید تغییر کند و از یک ارزیابی جامع در سطح وسیع‌تر برای دستیابی به توسعه پایدار استفاده شود.

زی و همکاران^۵ (۲۰۲۱)، به این نتیجه دست یافتند که پیشرفت تکنولوژی منجر به افزایش کارایی انتشار کربن می‌شود.

نارا و همکاران^۶ (۲۰۲۱)، به این نتیجه رسیدند که تکنولوژی در صنعت پلاستیک، اثر مثبت بیشتری بر شاخص‌های اقتصادی نسبت به شاخص‌های محیطی و اجتماعی می‌گذارد.

دل آنا^۷ (۲۰۲۱)، نشان دادند که سرمایه‌گذاری در منابع انرژی، تأثیر مستقیم و غیرمستقیم مثبتی بر اقتصاد ایتالیا دارد.

چن و همکاران^۸ (۲۰۲۱)، به این نتیجه دست یافتند که سیاستگذاران در بررسی اثرات بازگشتی، نباید تنها به شاخص عددی کارایی توجه داشته باشند، بلکه باید زمینه‌های اجتماعی اثرات بازگشتی را نیز بررسی کنند.

1. Poponi et al. (2022)

2. Onat (2022)

3. Wu et al. (2021)

4. Siderius & Poldner. (2021)

5. Xie et al. (2021)

6. Nara et al. (2021)

7. Dell'Anna (2021)

8. Chen et al. (2021)

اکرم و همکاران^۱ (۲۰۲۰)، به این نتیجه دست یافتند که کارایی انرژی میزان انتشار گاز دی اکسیدکربن در کشورهای در حال توسعه را کاهش می دهد.

مرشد^۲ (۲۰۲۰)، با تحلیل مدل های اقتصادسنجی، نشان داد که تکنولوژی، مصرف انرژی تجدیدپذیر را افزایش می دهد و در مقابل، شدت مصرف انرژی و میزان انتشار گاز دی اکسیدکربن را کاهش می دهد.

اکرم و همکاران^۳ (۲۰۲۰)، نشان دادند که بهره‌وری انرژی، به کاهش انتشار گاز دی اکسیدکربن در کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی کمک می کند. همچنین نشان دادند که در بلندمدت، شوک مثبت گاز دی اکسیدکربن به مقدار زیادی انتشار گاز دی اکسیدکربن در این کشورها را کاهش می دهد، به این معنی که یک درصد افزایش در نوسان بهره‌وری انرژی، به کاهش دی اکسیدکربن به میزان ۰/۷۸۳ درصد در بلندمدت منجر می شود.

اسکلتون و همکاران^۴ (۲۰۲۰)، به این نتیجه رسیدند که بهبود در بازده مواد در صنعت آهن و فولاد که یک محرک خوب برای رشد است، ممکن است بیشترین اثرات بازگشتی را داشته باشد. هدف از انجام این مطالعه، آن است که نقش اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد شاخص های اقتصادی و محیط زیستی در بخش کشاورزی برای دوره هدفمندی یارانه انرژی مشخص شود.

بنابراین، بررسی اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر شاخص های اقتصادی و محیط زیستی در بخش کشاورزی ضرورت دارد. در بررسی مطالعات فوق، این جمع بندی حاصل شد که اغلب مطالعات انجام شده در زمینه اثرات تکنولوژی بر محیط زیست و اقتصاد، کافی نبوده است. هدف از مطالعه حاضر، کمک به کاهش این شکاف با بررسی اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر شاخص های اقتصادی-محیط زیستی در بخش کشاورزی ایران برای دوره هدفمندی یارانه انرژی می باشد.

۴. روش تحقیق

به منظور بررسی اثر چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد شاخص های اقتصادی-محیط زیستی در زمان اجرای قانون هدفمندی یارانه انرژی، ابتدا کشش خودی قیمتی تقاضای انرژی از تابع تقاضای مشروط انرژی از قضیه لم شفارد تخمین زده شد و در انتها از کشش خودی قیمتی انرژی تخمین زده شده و به عنوان ابزاری برای بررسی اثرات چندگانه جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر شاخص های اقتصادی-محیط زیستی استفاده گردیده است.

1. Akram et al. (2020)

2. Murshed (2020)

3. Akram et al. (2020)

4. Skelton et al. (2020)

این اثرات چندگانه، شامل تأثیر بر میزان نرخ رشد تولیدات کشاورزی، میزان نرخ رشد انتشار CO_2 ، میزان نرخ رشد مصرف انرژی، میزان نرخ رشد سرمایه و میزان نرخ رشد تعداد نیروی کار استفاده شد.

در این مطالعات، با پیروی از مطالعه کامپی و گاراتی^۱ (۲۰۱۸) و روتینگ و همکاران^۲ (۲۰۲۳)، از رویکرد سناریوسازی^۳ استفاده شده، که در این مطالعه، سه سناریوی افزایش تدریجی سطح تکنولوژی ۲۵ درصد (سطح پایین تکنولوژی)، ۵۰ درصد (سطح متوسط تکنولوژی) و ۱۰۰ درصد (سطح بالای تکنولوژی) برای مصرف انرژی در بخش کشاورزی، اعمال شده است. در این مطالعه، از شاخص تعداد نیروی کار، میزان تولید و میزان سرمایه به عنوان شاخص‌های اقتصادی و از میزان انرژی مصرفی و میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به عنوان شاخص‌های محیط‌زیستی استفاده شد (مانیگاندان و همکاران^۴، ۲۰۲۳؛ شاهوردیان و همکاران^۵، ۲۰۲۳).

بر این اساس، مدل تقاضای مشروط نهاده‌ها براساس قضیه لم‌شفارد در این مطالعه به صورت زیر بیان شد:

$$X_{CE} = F(P_E, P_K, P_L, T, P_M, Y) \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، X_{CE} تابع تقاضای مشروط نهاده‌ها، P_E قیمت انرژی، P_K نرخ بهره سرمایه، P_L دستمزد، P_M قیمت دیگر نهاده‌های واسطه‌ای بجز سرمایه، T متغیر روند زمان به منظور بررسی اثرات تغییرات فنی است و Y میزان ارزش افزوده در بخش کشاورزی ایران است. بخش کشاورزی، واحد تولیدی است که از عوامل تولید برای تولید استفاده می‌کنند. این عوامل تولید در این مطالعه: میزان انرژی مصرفی، تعداد نیروی کار، میزان موجودی سرمایه و سایر واسطه‌ها هستند که با فرض اینکه مدیریت تولید، رفتار بهینه را اتخاذ کنند و به دنبال حداقل کردن هزینه‌های تولید جهت رسیدن به سطح مشخصی از تولید باشند، می‌توان تابع ضمنی زیر را که بیانگر تکنولوژی تولید است، معرفی نمود؛ یعنی تابع تبدیل ضمنی زیر را (که بیانگر تکنولوژی تولید است) معرفی نمود. این تابع تبدیل، تابعی از سطح تولید، مقدار عوامل تولید و متغیر روند است:

$$F(Y, T, L, E, M, K) = 0 \quad (۲)$$

در رابطه (۲)، T متغیر روند، L تعداد نیروی کار، Y میزان ارزش افزوده، E مقدار انرژی مصرفی، K میزان موجودی سرمایه و M بیانگر سایر واسطه‌ها بجز سرمایه است.

1. Campi & Garatti (2018)

2. Rutting et al. (2023)

۳. سناریوسازی سطح توسعه تکنولوژی در بخش کشاورزی با توجه به اهمیت قانون هدفمندی یارانه انرژی در این بخش، یک آزمون برای سنجش میزان کاربرد تکنولوژی در این بخش در زمان اجرای قانون هدفمندی یارانه انرژی در سطوح مختلف افزایش تدریجی تکنولوژی است.

4. Manigandan et al. (2023)

5. Shahveridian et al. (2023)

تابع هزینه ترانسلوگ: به منظور مدل سازی در این مطالعه، از تابع هزینه ترانسلوگ استفاده می گردد. از امتیارات این روش می توان به موارد زیر اشاره کرد: اول، تابع تقاضای شرطی نهاده ها خطی است؛ دوم، پارامترهای ناشناخته کمتری دارد؛ سوم، در این روش تقاضای نهاده ها بستگی به سطح خاصی از تولید دارد؛ چهارم، به علت آنکه در تابع هزینه ترانسلوگ، قیمت نهاده ها به جای عوامل تولید در سمت راست معادله قرار دارند. به همین دلیل همخطی بین قیمت عوامل تولید که متغیر مستقل الگو هستند، ضعیف است و لذا تخمین را با مشکل مواجه نخواهد کرد (کریستنسن و همکاران، ۱۹۷۳). فرم کلی تابع هزینه ترانسلوگ در این مطالعه، به صورت زیر بیان شد:

$$\ln C_t = \alpha_0 + \sum \varphi_i \ln Y_t + \sum \beta_i \ln Y_t^2 + \sum \theta_i \ln P_{it} + \sum \sum \eta_{ij} \ln P_{it} \ln P_{jt} + \frac{1}{2} \sum \sum \delta_{ij} \ln Y_t \ln P_{jt} + \rho_i T \ln P_{it} + \varepsilon_{it} \quad i, j = K, L, E, M \quad (3)$$

در رابطه (۳)، C_t میزان هزینه، P_i قیمت عامل i ، P_j قیمت عامل j ، “ t ” زمان از سال ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۹، α_0 ، β_i ، φ_i ، θ_i ، ρ_i ، δ_{ij} ، η_{ij} عرض از مبدأ و ضرایب هستند. یک مزیت تابع هزینه این است که می توان توابع تقاضای نهاده ها را با گرفتن مشتق جزئی از تابع هزینه نسبت به قیمت عوامل تولید به دست آورد (دبرتین، ۲۰۱۲). طبق قضیه لم شفارد، مشتق تابع هزینه به قیمت عامل تولید با تقاضای مشروط آن عامل تولید برابر است؛ بنابراین، برای محاسبه سهم هزینه ای هر یک از عوامل تولید، به روش زیر عمل می کنیم:

$$\frac{\delta \ln C_t}{\delta \ln P_{it}} = CS_{it} = \theta_i + \sum_j \eta_{ij} \ln P_{jt} + \varphi_i \ln Y_t + \rho_i T + \varepsilon_{it} \quad i, j = K, L, E, M \quad (4)$$

در رابطه (۴)، CS_i سهم هزینه نهاده ها، P_j قیمت نهاده j ، Y_t ارزش افزوده، T متغیر روند، θ_i ، η_{ij} ، ρ_i و φ_i عرض از مبدأ و ضرایب هستند. در این رابطه، با تابع هزینه ترانسلوگ، شرط فوق به صورت زیر بیان شد:

$$\sum_i \theta_i = 1, \sum_i \varphi_i = 0, \sum_i \rho_i = 0, \sum_i \eta_{ij} = \sum_j \eta_{ji} = 0, \eta_{ij} = \eta_{ji}, \quad i, j = K, L, E, M \quad (5)$$

چون مجموعه سهم هزینه ها برابر با واحد است، باید یکی از معادلات سهم هزینه (سهم هزینه سایر نهاده واسطه ای بجز سرمایه) را هنگام برآورد حذف نمود. بعد از برآورد سیستم معادلات، پارامترهای مربوط به معادله سهم هزینه، حذف شده به کمک قیود تقارن و همگنی و براساس سایر پارامترهای به دست آمده، قابل محاسبه است. از آنجا که سهم های هزینه دارای ویژگی خاص جمع پذیری است، بنابراین، $n-1$ معادله سهم هزینه از استقلال خطی برخوردارند و برای رفع همبستگی معادلات، تعداد آن یکی تقلیل یافته است و به صورت زیر بیان می شود:

$$CS_{it} = \gamma_i + \sum_j \eta_{ij} \ln P'_{jt} + \phi_i \ln Y_t + \rho_i T + \varepsilon_{it} \quad i, j = K, L, E, M \quad (6)$$

$$P'_{jt} = \frac{P_{jt}}{P_{Mt}} \quad (7)$$

در رابطه (۶) و (۷)، علاوه بر پارامترها و متغیرهای که در روابط بالا معرفی شد، P'_{jt} بیانگر تعدیل قیمت عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه و انرژی) به هزینه سایر نهاده‌های واسطه‌ای است. کشش جانشینی آلن (۱۹۳۸) - اوزاوا (۱۹۶۲) در حالت کلی، کشش جانشینی جزئی آلن - اوزاوا بین دو نهاده، با فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma_{ij}^{AES} = \frac{\widehat{\eta_{ij}} + CS_i CS_j - CS_i \omega_{ij}}{CS_i CS_j} \quad (8)$$

در رابطه (۸)، $\omega_{ij} = 1$ اگر $i=j$ و $\omega_{ij} = 0$ اگر $i \neq j$ باشد، σ_{ij}^{AES} کشش جانشینی آلن - اوزاوا، CS_i سهم نهاده i ، CS_j سهم نهاده j ، $\widehat{\eta_{ij}}$ مقدار ضرایب تخمینی بین نهاده i و نهاده j است. **کشش خودی و متقاطع:** به دلیل اینکه کشش جانشینی آلن - اوزاوا ماهیت تقارنی دارد و قادر به بیان خصوصیات انحناى عملکرد تولید نیست، بنابراین، کشش قیمتی متقاطع (CPE^۱) با وجود اینکه تغییرات مطلق نهاده‌ها را به جای تغییرات نسبی نهاده‌ها اندازه‌گیری می‌کند ولی به دلیل نامتقارن بودن کشش‌ها نسبت به کشش جانشینی آلن - اوزاوا (AES^۲) برتری دارد (لیو و همکاران^۳، ۲۰۱۸). کشش خودی قیمتی تقاضای یک نهاده، نشان‌دهنده درصد تغییرات در مقدار تقاضای یک نهاده وقتی قیمت آن نهاده یک درصد تغییر می‌کند و کشش متقاطع قیمتی، نشان‌دهنده درصد تغییرات در مقدار تقاضای یک نهاده وقتی قیمت نهاده دیگر یک درصد تغییر می‌کند که با محاسبه کشش جانشینی آلن - اوزاوا، کشش‌های خودی و متقاطع قیمتی نهاده‌ها به صورت زیر محاسبه شد (توماس و تیلور^۴، ۱۹۹۵):

$$\begin{aligned} \eta_{ij} &= CS_j \times \sigma_{ij}^{AES} \\ \eta_{ii} &= CS_i \times \sigma_{ii}^{AES} \end{aligned} \quad (9)$$

در رابطه (۹)، η_{ij} کشش متقاطع تقاضا، η_{ii} کشش خودی قیمتی، CS_j سهم نهاده j ، CS_i سهم نهاده i ، σ_{ij}^{AES} کشش جانشینی آلن - اوزاوا است. در این مطالعه، جهت افزایش کارایی تخمین

پارامترها، معادلات سهم هزینه نهاده‌ها، تحت عنوان سیستم معادلات همزمان با یکدیگر و به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب تخمین زده شد.

همچنین در این مطالعه، برای برآورد تغییرات مصرف انرژی از توسعه تکنولوژی با پیروی از مطالعه ولز-هنائو و همکاران^۱ (۲۰۲۰)، رابطه (۱۰) و اثرات آن بر تغییرات مصرف انرژی با پیروی از مطالعه ترنر و هانلی^۲ (۲۰۱۱)، به صورت رابطه (۱۱) بیان شد.

$$(10) \quad 1 - (\text{کاهش قیمتی تقاضا}) = \text{تغییرات مصرف انرژی}$$

$$(11) \quad (\text{نرخ تکنولوژی}) \times (\text{تغییرات مصرف انرژی}) = \text{تأثیر تکنولوژی}$$

اطلاعات آماری مربوط به این مطالعه از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی ایران، سازمان فائو و وزارت نیرو برای دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۹ جمع‌آوری شده است.

۵. نتایج و بحث

نتایج آزمون ریشه واحد در متغیرها

اولین مرحله در تحلیل داده‌های سری زمانی، بررسی مسئله ریشه واحد در داده‌ها است که در این مطالعه، از آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون^۳ (۱۹۸۸) برای بررسی مانایی متغیرها استفاده شده است. براساس نتایج جدول ۱، بیشتر ضرایب در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنی‌دار شده‌اند که از ضرایب معنی‌دار شده برای محاسبه کاهش جانشینی بین عوامل تولید استفاده گردیده است. نتایج نشان داد که همه متغیرهای مورد بررسی در این مطالعه، انباشته از مرتبه I(1) بوده است؛ به این معنی که متغیرها در سطح مانا نیستند؛ یعنی در طول زمان میانگین، واریانس و خود کواریانس متغیرها با هم برابر نیستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون برای متغیرها

Series	t-Statistic	Critical Values		Result
		۵ درصد	۱۰ درصد	
$\ln P_K$	*-۹/۳۲۷	-۳/۵۹۵	-۳/۲۳۳	I(1)
$\ln P_E$	*-۳/۳۵۶	-۳/۵۹۵	-۳/۲۳۳	I(1)
$\ln P_L$	*-۳/۵۳۱	-۳/۵۹۵	-۳/۲۳۳	I(1)
$\ln P_M$	*-۳/۵۸۶	-۳/۶۳۳	-۳/۲۵۵	I(1)
$\ln Y$	**,-۶/۱۳۲	-۳/۵۹۵	-۳/۲۳۳	I(1)

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

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

نتایج از تخمین سهم عوامل تولید

نتایج از تخمین معادلات سهم عوامل تولید در جدول ۲ نشان داده شده است. بر اساس نتایج این جدول، بیشتر ضرایب ۱ در سطح ۵ و ۱۰ درصد معنادار شده‌اند که از ضرایب معنادار شده در جهت محاسبه کشش جانشینی بین عوامل تولید در بخش کشاورزی استفاده گردید.

جدول ۲: نتایج تخمین معادلات سهم عوامل تولید

Variable	SC _K	SC _L	SC _E
C	** -۲/۱۸۶ (۰/۰۰۰)	** -۱/۵۰۰ (۰/۰۱۸)	** ۰/۱۳۵ (۰/۰۴۷)
lnP _L	** -۰/۱۰۰ (۰/۰۰۳)	** ۰/۱۱۲ (۰/۰۰۰)	** -۰/۱۹۷ (۰/۰۰۱)
lnP _K	** ۰/۰۲۱ (۰/۰۳۹)	** -۰/۱۰۰ (۰/۰۰۳)	** ۰/۰۳۳ (۰/۰۰۱)
lnP _E	** ۰/۰۳۳ (۰/۰۰۱)	** -۰/۱۹۷ (۰/۰۰۱)	** ۰/۰۳۱ (۰/۰۰۰)
lnY	** ۰/۱۷۸ (۰/۰۰۰)	* ۰/۰۷۴ (۰/۰۶۷)	* -۰/۰۶۳ (۰/۰۶۳)
T	۰/۰۰۳ (۰/۴۲۶)	** -۰/۰۷۰ (۰/۰۰۰)	** ۰/۰۴۸ (۰/۰۰۰)
R ²	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۵

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

** و * به ترتیب، نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ و ۱۰ درصد است.

کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع عوامل تولید در بخش کشاورزی

براساس نتایج جدول ۳، کشش قیمتی خودی برای انرژی، سرمایه و نیروی کار، به ترتیب، برابر با ۰/۲۹۵-، درصد؛ ۰/۴۳۶-، درصد و ۰/۳۰۷-، درصد است که نشان می‌دهد، تمام کشش‌های قیمتی خودی نهاده‌های مورد بررسی، کمتر از یک و منفی است؛ به این معنی که با افزایش قیمت نهاده‌ها، تقاضای نهاده‌ها به مقدار ناچیز کاهش می‌یابد. همچنین ارتباط بین قیمت نهاده‌ها و مقدار آن، با تئوری‌های اقتصادی سازگاری دارد. از میان آن‌ها کشش قیمتی خودی انرژی نسبت به دو نهاده دیگر کوچک‌تر است؛ به این معنی که قیمت انرژی توسط دولت در سطح پایین کنترل می‌شود. بنابراین، افزایش قیمت انرژی، اثر ناچیزی بر ذخیره‌سازی انرژی دارد.

همچنین از نتایج مشخص می‌شود که افزایش قیمت انرژی، روش مؤثری برای ذخیره‌سازی انرژی بوده، ولی کافی نبوده است، به دلیل آنکه سرعت اصلاحات قیمت‌گذاری انرژی در بخش کشاورزی پایین است. بنابراین، برای ذخیره‌سازی بیشتر انرژی در این بخش، باید سرعت اصلاحات قیمت‌گذاری انرژی در بخش کشاورزی افزایش یابد و میزان کنترل قیمت انرژی توسط دولت نیز به حداقل برسد.

۱. لازم به ذکر است که ضرائب برآورد شده توابع سهم عوامل تولید، به خودی خود معنا ندارند و تنها در قالب فرمول‌های کشش جانشینی آلن، کشش‌های قیمتی و سایر شاخص‌های اقتصادی قابل تفسیر می‌باشند.

علاوه بر این، نتایج نشان داد که کشش جانشینی (بین سرمایه و انرژی) مثبت بوده، به این معنی که سرمایه جانشین مناسبی برای انرژی در بخش کشاورزی ایران است.

همچنین نتایج نشان داد که مقدار این جانشینی برابر با $0/103$ درصد است که مقداری ناچیز و (کمتر از یک درصد) بوده، به این معنی که افزایش قیمت انرژی، اثر ناچیزی بر افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش داشته است. این نتایج نشان می‌دهد که قیمت انرژی در بخش کشاورزی توسط دولت کنترل می‌شود که به دلیل کاهش هزینه‌های واقعی انرژی در بخش کشاورزی، انگیزه کمتری برای کاربرد تکنولوژی‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی در این بخش در زمان هدفمندی ایجاد می‌شود که این باعث شده، افزایش قیمت انرژی، اثر کمتری در کاربرد تکنولوژی ذخیره‌سازی انرژی داشته باشد.

این نتایج، ضرورت اصلاحات قیمت‌گذاری انرژی در بخش کشاورزی را آشکارتر می‌سازد. مقدار کشش جانشینی بین سرمایه و انرژی، مقداری ناچیز است، و این نشان می‌دهد، افزایش هزینه‌های انرژی در دوره هدفمندی یارانه انرژی، تأثیر ناچیزی در به‌کارگیری فناوری‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی برای این بخش دارد، به این معنی که توسعه تکنولوژی در دوره هدفمندی در بخش کشاورزی به کندی صورت گرفته است. این نتایج بیانگر این است که افزایش دستمزد می‌تواند به ذخیره‌سازی انرژی کمک کند؛ به‌خصوص در بخش کشاورزی ایران که مازاد نیروی کار وجود دارد، به‌طوری‌که می‌تواند به کاهش هزینه‌های تولید کمک قابل توجهی کند؛ به این معنی که افزایش دستمزد نیروی کار در این بخش، علاوه بر کاهش هزینه‌های انرژی، می‌تواند به کاهش مازاد نیروی کار در این بخش نیز کمک کند.

جدول ۳: کشش قیمتی خودی و متقاطع از نهاده‌های تولید

Factor i	η_{Ei}	η_{Ki}	η_{Li}
E	$-0/244$	$0/103$	$-0/726$
K	$1/309$	$-0/436$	$0/206$
L	$-3/945$	$0/088$	$-0/307$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

به‌طور مشابه، کشش جانشینی بین نیروی کار و انرژی در این مطالعه، برابر با $-0/729$ درصد بوده، که کمتر از یک درصد است؛ به این معنی که یک درصد افزایش در قیمت انرژی، سبب کاهش افزایش انرژی در بخش کشاورزی به میزانی کمتر از یک درصد می‌شود. این نتایج بیان می‌کنند که استخدام نیروی کار در بخش کشاورزی، وابستگی کمتری به انرژی دارد و همچنین از نتایج مشخص شد که افزایش دستمزد، اثر کمی بر کاهش مازاد نیروی کار در بخش کشاورزی دارد. بنابراین، می‌توان با استخدام بیشتر نیروی کار در مشاغل دستی و مشاغل نیمه مکانیزاسیون، به کاهش عرضه نیروی کار در بخش کشاورزی کمک نمود؛ ولی با توجه به اینکه ظرفیت جذب بخش کشاورزی برای نیروی کار کم و تقریباً حدود ۱۵ درصد کل اشتغال کشور را شامل می‌شود و همچنین با توجه به اینکه نهاده سرمایه و نیروی کار جانشین یکدیگر هستند، این چالش را می‌توان با افزایش مستمر فناوری‌های

جدید صرفه جویی در مصرف انرژی جبران کرد و مقدار مازاد نیروی کار در بخش کشاورزی را کاهش داد.

بنابراین، کاهش مصرف انرژی با افزایش تعداد نیروی کار در بخش کشاورزی، رویکرد پایداری نیست؛ در نتیجه، جایگزینی نهاده سرمایه با نهاده انرژی، باید به عنوان یک رویکرد اصلی برای کاهش مصرف انرژی و کاهش آلودگی های محیط زیستی در بخش کشاورزی، مورد توجه قرار گیرد که با این راهکار، می توان سهم بخش کشاورزی از ارزش افزوده که حدود ۱۰ درصد است را افزایش داد. نتایج از تغییرات در مصرف انرژی از توسعه تکنولوژی بر جانشینی انرژی در جدول ۴ آورده شده است که از آن، برای بررسی اثرات افزایش توسعه تکنولوژی بر جانشینی انرژی و شاخص های اقتصادی- محیط زیستی در بخش کشاورزی استفاده شده است. همان طور که از نتایج جدول (۴) مشخص شد، یک درصد افزایش در سطح توسعه تکنولوژی، منجر به کاهش مصرف انرژی به میزان ۰/۷۵۶ درصد می شود که به دنبال آن، میزان سرمایه گذاری در بخش کشاورزی به میزان ۰/۰۷۸ درصد کاهش و میزان اشتغال در بخش کشاورزی به میزان ۰/۵۴۹ درصد افزایش خواهد یافت.

جدول ۴: تأثیر توسعه تکنولوژی در سطح بر جانشینی انرژی

Factor i	η_{Ei}	η_{Ki}	η_{Li}
E	-۰,۷۵۶	-۰,۰۷۸	۰,۵۴۹
K	۱/۳۰۹	-۰/۴۳۶	۰/۲۰۶
L	-۳/۹۴۵	۰/۰۸۸	-۰/۳۰۷

(مأخذ: یافته های پژوهش)

نتایج حاصل از این پژوهش، نشان داد که با افزایش تدریجی مصرف انرژی از توسعه سطوح تکنولوژی در سناریوهای ۲۵ درصد، ۵۰ درصد و ۱۰۰ درصد، جانشینی بین عوامل تولید در بخش کشاورزی تغییر خواهد یافت؛ به این معنی که یک افزایش ۲۵ درصدی در توسعه تکنولوژی، منجر به افزایش مصرف انرژی به میزان ۰/۵۶۷ درصد نسبت به تغییرات در مصرف انرژی با توسعه تکنولوژی در سطح می باشد که این نشان می دهد، افزایش سطح اندک توسعه تکنولوژی، منجر به اثرات بازگشتی انرژی می شود. این اثرات بازگشتی انرژی، منجر به افزایش جانشینی بین سرمایه و انرژی به میزان ۰/۰۶۸ درصد و کاهش جانشینی بین نیروی کار و انرژی به میزان ۰/۴۱۲ درصد نسبت به سطح اولیه توسعه تکنولوژی می شود، اما با افزایش بیشتر سطح توسعه تکنولوژی، تأثیر اثرات بازگشتی انرژی بر جانشینی انرژی کاهش می یابد؛ به این معنی که از میزان سرمایه گذاری در بخش کشاورزی کاسته و به میزان اشتغال زایی در این بخش افزوده می شود.

از نتایج نیز مشخص شد که یک افزایش ۷۵ درصدی در توسعه تکنولوژی، منجر به افزایش کمتر مصرف انرژی به میزان ۰/۱۸۹ درصد می شود که این بیانگر کاهش اثرات بازگشتی در نرخ بالای توسعه تکنولوژی است. کاهش اثرات بازگشتی انرژی، منجر به افزایش کمتر سرمایه گذاری به میزان ۰/۰۲ درصد و کاهش کمتر اشتغال به میزان ۰/۱۳۷ درصد می شود. بنابراین، وقتی سطح تکنولوژی به مقدار کمی افزایش می یابد، انرژی بازگشت داده می شود، اما با افزایش بیشتر سطح توسعه

تکنولوژی، اثرات بازگشتی انرژی کاهش پیدا می‌کند که این کاهش اثرات بازگشتی انرژی، میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی را کاهش و میزان اشتغال را در بخش کشاورزی افزایش می‌دهد. همچنین از نتایج مشخص می‌شود که انرژی یک عامل ضروری برای سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی است که با افزایش سطح تکنولوژی جانشینی بین سرمایه و انرژی، کاهش و در مقابل، جانشینی بین نیروی کار و انرژی، افزایش می‌یابد.

جدول ۵: تحلیل سناریوی توسعه تکنولوژی بر جانشینی انرژی

η_{Li}	η_{Ki}	η_{Ei}	Factor i
سطح تکنولوژی پایین (با نرخ ۲۵ درصد)			
۰,۱۳۷	-۰,۰۱۹۵	-۰,۱۸۹	E
۰/۲۰۶	-۰/۴۳۶	۱/۳۰۹	K
-۰/۳۰۷	۰/۰۸۸	-۳/۹۴۵	L
سطح تکنولوژی متوسط (با نرخ ۵۰ درصد)			
۰,۲۷۴	-۰,۰۳۹	-۰,۳۷۸	E
۰/۲۰۶	-۰/۴۳۶	۱/۳۰۹	K
-۰/۳۰۷	۰/۰۸۸	-۳/۹۴۵	L
سطح تکنولوژی بالا (با نرخ ۷۵ درصد)			
۰,۴۱۲	-۰,۰۵۸	-۰,۵۶۷	E
۰/۲۰۶	-۰/۴۳۶	۱/۳۰۹	K
-۰/۳۰۷	۰/۰۸۸	-۳/۹۴۵	L

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

با کاهش اثرات بازگشتی از توسعه تکنولوژی، میزان نرخ رشد مصرف انرژی از ۰/۴۱۸ درصد با یک افزایش ۲۵ درصدی در توسعه تکنولوژی به ۱/۲۵۳ درصد با یک افزایش ۷۵ درصدی در توسعه تکنولوژی کاهش می‌یابد و در مقابل، کاهش اثرات بازگشتی، منجر به افزایش میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به ترتیب در یک افزایش ۲۵ درصدی و ۷۵ درصدی نرخ رشد توسعه تکنولوژی به ترتیب به میزان ۰/۰۸۷ درصد و ۰/۲۶۱ درصد می‌شود.

بنابراین، مشخص می‌شود که با کاهش اثرات بازگشتی، نرخ رشد مصرف انرژی کاهش و نرخ رشد آلودگی افزایش می‌یابد که این کاهش در نرخ رشد مصرف انرژی و افزایش در نرخ رشد آلودگی با افزایش بیشتر اثرات بازگشتی، بیشتر می‌شود. این نتیجه با نتایج مطالعات استرن^۱ (۲۰۲۰) که بیان کرد، بهبود بهره‌وری انرژی، مصرف کل انرژی را افزایش می‌دهد و مطالعه چن و همکاران^۲ (۲۰۲۰) که نشان دادند، پیشرفت تکنولوژی برای کاهش مصرف انرژی فسیلی مفید است.

اثرات جانشینی انرژی، از افزایش توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد شاخص‌های محیط‌زیستی و اقتصادی، با استفاده از آمار رسمی نیز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج، از بررسی شاخص‌های

1. Stern (2020)

2. Chen et al. (2020)

محیط‌زیستی، نشان داد که یک افزایش ۲۵ درصدی در اثرات جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی که منجر به کاهش جانشینی بین سرمایه و انرژی شد، سبب می‌شود نرخ رشد مصرف انرژی سالیانه در بخش کشاورزی، به میزان ۰/۰۴۳ درصد کاهش یابد و همچنین با افزایش جانشینی بین نیروی کار و انرژی، نرخ رشد مصرف انرژی سالیانه به میزان ۰/۳۰۳ درصد افزایش پیدا کند، اما با افزایش بیشتر اثرات جانشینی انرژی از افزایش توسعه تکنولوژی به میزان ۰/۷۵ درصد که با کاهش بیشتر جانشینی بین سرمایه-انرژی همراه بود، منجر به کاهش بیشتر نرخ رشد سالیانه مصرف انرژی به میزان ۰/۱۲۸ درصد شد و با افزایش بیشتر جانشینی بین نیروی کار و انرژی، میزان نرخ رشد سالیانه به میزان بیشتر یعنی ۰/۰۹۱ درصد افزایش پیدا کرد.

اثرات جانشینی انرژی از افزایش توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد سالیانه میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن اثر گذاشت، به گونه‌ای که یک افزایش ۲۵ درصد در توسعه تکنولوژی که با کاهش جانشینی بین سرمایه و انرژی همراه است، منجر به افزایش نرخ رشد میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۰۰۹ درصد و با افزایش جانشینی بین نیروی کار و انرژی، میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۰۶۳ درصد کاهش یافت که این اثرات با افزایش نرخ رشد توسعه تکنولوژی به میزان ۷۵ درصد بیشتر شد، به طوری که با کاهش جانشینی بین سرمایه و انرژی، میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۰۲۷ درصد افزایش و با افزایش جانشینی بین نیروی کار-انرژی، میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به میزان ۰/۱۸۹ درصد کاهش یافت. بنابراین مشخص شد که با کاهش جانشینی بین سرمایه و انرژی، میزان انتشار گاز دی‌اکسیدکربن افزایش می‌یابد.

این نتیجه، با نتایج برخی از مطالعات همخوانی داشت. از این مطالعات می‌توان به مطالعه جیانگ و خان^۱ (۲۰۲۳) که نشان دادند فناوری‌های نوآور، انتشار گاز دی‌اکسیدکربن را افزایش می‌دهد، مطالعه بیانچینی و همکاران^۲ (۲۰۲۳) که نشان دادند توسعه فناوری دیجیتال، گازهای گلخانه‌ای را افزایش می‌دهد، مطالعه چانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۳) که نشان دادند فناوری، انتشار گاز دی‌اکسیدکربن را افزایش می‌دهد، مطالعه عثمان و حمار^۴ (۲۰۲۱) که بیان کردند نوآوری، به اندازه ۰/۰۹۹ درصد کیفیت محیط زیست را کاهش می‌دهد، مطالعه شعبانی و شهنازی^۵ (۲۰۱۹) که بیان کردند فناوری اطلاعات و ارتباطات، بر کاهش دی‌اکسیدکربن در بخش حمل و نقل و خدمات اثر منفی دارد، مطالعه چن و همکاران^۶ (۲۰۲۳) که نشان دادند مصرف بالای نفت در بنگلادش، منجر به افزایش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن می‌شود.

همچنین از نتایج مشخص شد که با افزایش جانشینی بین نیروی کار و انرژی، میزان انتشار کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج برخی مطالعات مانند مطالعه وانگ و همکاران^۷ (۲۰۲۳) که نشان دادند

1. Jiang & Khan (2023)
2. Bianchini et al. (2023)
3. Chang et al. (2023)
4. Usman & Hammar (2021)
5. Shabani & Shahnazi (2019)
6. Chen et al. (2023)
7. Wang et al. (2023)

فناوری نوآور، سطح تخریب محیط زیست را کاهش می دهد، مطالعه مانینگاندان و همکاران^۱ (۲۰۲۳) که نشان دادند سطوح بالاتر فناوری نوآور، نرخ سرانه رشد انتشار دی اکسید کربن را کاهش می دهد، مطالعه آدبایو و همکاران^۲ (۲۰۲۳) که نشان دادند نوآوری فناورانه با محدود کردن میزان انتشار گاز دی اکسید کربن، پایداری زیست محیطی را در کوتاه مدت و بلندمدت افزایش می دهد، مطالعه هو و همکاران^۳ (۲۰۲۳) که نشان دادند کیفیت محیط زیست پس از اصلاحات فناوری نوآور بهبود می یابد، مطالعه وانگ و همکاران^۴ (۲۰۲۳) که بیان کردند اجرای آزمایشی تجارت الکترونیک شهری عمدتاً انتشار کربن شهری را کاهش می دهد، مطالعه سو و همکاران^۵ (۲۰۲۳) که نشان دادند فناوری نوآور، هم اثرات مثبت و هم، منفی بر انتشار گاز دی اکسید کربن دارد، مطالعه رایحان و همکاران^۶ (۲۰۲۳) که بیان کردند فناوری نوآورانه به میزان ۰/۱۷ درصد انتشار گاز دی اکسید کربن را کاهش می دهد، مطالعه وی و همکاران^۷ (۲۰۲۳) که نشان دادند تأثیر فناوری نوآور سبز به طوری غیرمستقیم، انتشار آلودگی را کاهش می دهد، مطالعه کاگلار^۸ (۲۰۲۳) که نشان داد تغییرات مثبت در انرژی هسته ای، تخریب محیط زیست را کاهش می دهد، مطالعه رژ و همکاران^۹ (۲۰۲۳) که نشان دادند یک شوک منفی به فناوری نوآور زیست محیطی، تأثیر منفی بلندمدتی بر کیفیت محیط زیست می گذارد، مطالعه بیانچینی و همکاران^{۱۰} (۲۰۲۳) که به این نتیجه رسیدند توسعه فناوری های زیست محیطی، انتشار گازهای گلخانه ای را کاهش می دهد، مطالعه عثمان و همکاران^{۱۱} (۲۰۲۳) که بیان کردند فناوری های نوآور به میزان قابل توجهی انتشار گازهای گلخانه ای را کاهش می دهد، مطالعه احمد و همکاران^{۱۲} (۲۰۲۰) که بیان کردند تکنولوژی نوآور، به کاهش تخریب محیط زیست کمک می کند، مطالعه هاشمی و علم^{۱۳} (۲۰۱۹) که نشان دادند یک افزایش یک درصدی در ثبت اختراع سازگار با محیط زیست، میزان انتشار گاز دی اکسید کربن را به میزان ۰/۱۷ درصد کاهش می دهد، مطالعه شعبان و شهناز^{۱۴} (۲۰۱۹) که بیان کردند فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کاهش دی اکسید کربن در بخش صنعت، اثر مثبت دارد، مطالعه بندیگ و همکاران^{۱۵} (۲۰۲۳) که نشان دادند دیجیتالی شدن یک شرکت، تأثیر مثبت و معنی داری بر عملکرد محیط زیست می گذارد و همچنین رابطه منفی بین انتشار آلودگی و

1. Manigandan et al. (2023)
2. Adebayo et al. (2023)
3. Hou et al. (2023)
4. Wang et al. (2023)
5. Su et al. (2023)
6. Raihan et al. (2023)
7. Wei et al. (2023)
8. Caglar (2023)
9. Rej et al. (2023)
10. Bianchini et al. (2023)
11. Usman et al. (2023)
12. Ahmad et al. (2020)
13. Hashmi & Alam (2019)
14. Shabani & Shahnazi (2019)
15. Bendig et al. (2023)

نوآوری در مطالعات شفر و همکاران^۱ (۲۰۱۹)؛ چنگ و همکاران^۲ (۲۰۲۱)؛ کائو و همکاران^۳ (۲۰۲۱)؛ جهانگر و همکاران^۴ (۲۰۲۲)؛ جهانگر و همکاران^۵ (۲۰۲۳) نیز مشاهده شد.

جدول ۶: تحلیل سناریوی اثر جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد شاخص‌های محیط‌زیستی با هدفمندی یارانه انرژی

عامل تغییر انرژی	تغییر نرخ رشد سالیانه مصرف انرژی (درصد)	تغییر نرخ رشد سالیانه انتشار گاز دی اکسید کربن (درصد)
ضریب نرخ رشد سالیانه	۲,۲۱	-۰,۴۶
سطح تکنولوژی پایین (با نرخ ۲۵ درصد)		
E	-۰,۴۱۸	۰,۰۸۷
K	-۰,۰۴۳	۰,۰۰۹
L	۰,۳۰۳	-۰,۰۶۳
سطح تکنولوژی متوسط (با نرخ ۵۰ درصد)		
E	-۰,۸۳۵	۰,۱۷۴
K	-۰,۰۸۶	۰,۰۱۸
L	۰,۶۰۵	-۰,۰۶۳
سطح تکنولوژی بالا (با نرخ ۷۵ درصد)		
E	-۱,۲۵۳	۰,۲۶۱
K	-۰,۱۲۸	۰,۰۲۷
L	۰,۹۱۰	-۰,۱۸۹

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

نتایج همچنین نشان داد که با کاهش جانشینی بین سرمایه و انرژی در سطح ۲۵ درصدی توسعه تکنولوژی، نرخ رشد تولید، نرخ رشد سرمایه و نرخ رشد نیروی کار، به ترتیب، به میزان ۰/۰۱۷ درصد، ۰/۰۷۸ درصد و ۰/۰۰۸ درصد کاهش می‌یابد و در یک بررسی بیشتر از افزایش توسعه تکنولوژی بر جانشینی انرژی به میزان ۷۵ درصد، نرخ رشد تولید، نرخ رشد سرمایه و نرخ رشد نیروی کار، به ترتیب، به میزان ۰/۰۵۲ درصد، ۰/۲۳۱ درصد و ۰/۰۲۴ درصد کاهش می‌یابد.

این نتایج نشان می‌دهد که با افزایش نرخ رشد توسعه تکنولوژی که با کاهش بیشتر جانشینی بین سرمایه و انرژی همراه است، نرخ رشد سرمایه، نرخ رشد تولید و نرخ رشد اشتغال به میزان

- Schäfer et al. (2019)
- Cheng et al. (2021)
- Cao et al. (2021)
- Jahanger et al. (2022)
- Jahanger et al. (2023)

بیشتری کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتایج برخی مطالعات مانند مطالعه لی و همکاران^۱ (۲۰۲۳) که نشان دادند سطح نوآوری در صنعت دیجیتال منطقه‌ای، یک اثر تعدیل‌کننده منفی بر سرمایه‌گذاری در فناوری نوآورانه دارد و مطالعه آسونگو و اودیامبو^۲ (۲۰۲۰) که نشان دادند اینترنت و گوشی، سرمایه‌گذاری خارجی را کاهش می‌دهد، همسویی دارد.

علاوه بر این، نتایج نشان داد که افزایش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه در سطح ۲۵ درصد توسعه تکنولوژی، منجر به افزایش نرخ رشد تولید، نرخ رشد سرمایه و نرخ رشد اشتغال، به ترتیب، به میزان ۰/۱۲۲ درصد، ۰/۵۴۷ درصد و ۰/۰۵۶ درصد خواهد شد و در یک بررسی بیشتر از افزایش توسعه تکنولوژی به میزان ۷۵ درصد، این مقادیر، به ترتیب، به میزان ۰/۳۶۷ درصد، ۱/۶۴۴ درصد و ۰/۱۶۹ درصد تغییر یافت. این نتایج، بیان می‌کنند که به دلیل استفاده از تکنولوژی بالاتر و اثر آن بر جانشینی عوامل تولید در بخش کشاورزی، میزان تولید، میزان سرمایه‌گذاری و میزان تقاضا برای نیروی کار افزایش یافته است که این می‌تواند به دلیل اثرات ثانوی ناشی از اثر توسعه تکنولوژی بر جانشینی بین عوامل تولید و نهایتاً اثر جانشینی باشد.

این نتیجه با نتایج برخی مطالعات همخوانی داشت. از این مطالعات می‌توان به مطالعه چرشنار و همکاران^۳ (۲۰۲۳) که نشان دادند تکنولوژی موجود در صنعت، اثرات مثبتی بر بهره‌وری می‌گذارد، مطالعه ژانگ و همکاران^۴ (۲۰۲۳) که نشان دادند توسعه تکنولوژی، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در فناوری‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی می‌شود، مطالعه لی و همکاران^۵ (۲۰۲۳) که نشان دادند دیجیتالی کردن شرکت‌ها، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در فناوری نوآور شرکت می‌شود، مطالعه جیاکوی و همکاران^۶ (۲۰۲۳) که نشان دادند ابزارهای نوآورانه مالی، سرمایه‌گذاری در نوآوری سبز را به مقدار زیاد افزایش می‌دهد، مطالعه سوئی و یائو^۷ (۲۰۲۳) که بیان کردند تحول دیجیتالی، منجر به افزایش نوآوری تکنولوژی سبز می‌شود، مطالعه زهرا و همکاران^۸ (۲۰۲۳) که نشان دادند فناوری دیجیتال، منجر به توسعه و رشد سرمایه‌گذاری جدیدی می‌شود، مطالعه هالدار و همکاران^۹ (۲۰۲۳) که نشان دادند فناوری اطلاعات و ارتباطات، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، مطالعه کیهومبو و همکاران^{۱۰} (۲۰۲۱) که بیان کردند فناوری نوآور، برای افزایش رشد اقتصادی مفید است، مطالعه هفتو و همکاران^{۱۱} (۲۰۱۹) که نشان دادند یک افزایش ۱۰ درصدی در توسعه تکنولوژی، منجر به تغییر ۱/۲ درصدی در تولید ناخالص داخلی سرانه می‌شود، مطالعه میوولا و همکاران^{۱۱} (۲۰۲۰) که نشان

1. Li et al. (2023)
2. Asongu & Odhiambo (2020)
3. Črešnar et al. (2023)
4. Zhang et al. (2023)
5. Li et al. (2023)
6. Jiakui et al. (2023)
7. Sui & Yao (2023)
8. Zahra et al. (2023)
9. Haldar et al. (2023)
10. Haftu et al. (2019)
11. Myovella et al. (2020)

دادند دیجیتالی شدن، سهم مثبتی در رشد اقتصادی دارد، مطالعه جیانگ و خان^۱ (۲۰۲۳) که نشان دادند فناوری‌های نوآور، مصرف انرژی تجدیدپذیر را افزایش می‌دهد، مطالعه مانینگاندان و همکاران^۲ (۲۰۲۳) که بیان کردند سطوح بالاتر فناوری نوآور، نرخ سرانه رشد اقتصادی کشورهای رهبر قدرت‌های اقتصادی نوظهور است را افزایش می‌دهد و مطالعه احمد و همکاران^۳ (۲۰۲۳) که بیان کردند نوآوری به رشد اقتصادی کمک می‌کند، همخوانی داشت.

جدول ۷: تحلیل سناریوی اثر جانشینی انرژی از توسعه تکنولوژی بر نرخ رشد

شاخص‌های اقتصادی با هدفمندی یارانه انرژی

عامل تغییر انرژی	تغییر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (درصد)	تغییر نرخ رشد موجودی سرمایه (درصد)	تغییر نرخ رشد نیروی کار (درصد)
ضریب نرخ رشد سالیانه	۰,۸۹	۳,۹۹	۰,۴۱
سطح تکنولوژی پایین (با نرخ ۲۵ درصد)			
E	-۰,۱۶۸	-۰,۷۵۴	-۰,۰۷۷
K	-۰,۰۱۷	-۰,۰۷۸	-۰,۰۰۸
L	۰,۱۲۲	۰,۵۴۷	۰,۰۵۶
سطح تکنولوژی متوسط (با نرخ ۵۰ درصد)			
E	-۰,۳۳۶	-۱,۵۰۸	-۰,۱۵۵
K	-۰,۰۳۵	-۰,۱۵۶	-۰,۰۱۶
L	۰,۲۴۴	۱,۰۹۳	۰,۱۱۲
سطح تکنولوژی بالا (با نرخ ۷۵ درصد)			
E	-۰,۵۰۵	-۲,۲۶۲	-۰,۲۳۲
K	-۰,۰۵۲	-۰,۲۳۱	-۰,۰۲۴
L	۰,۳۶۷	۱,۶۴۴	۰,۱۶۹

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نگرانی‌های زیادی برای افزایش سطح توسعه تکنولوژی در بخش کشاورزی ایران وجود دارد. این نگرانی‌ها بیشتر مربوط به اثرات بازگشتی توسعه تکنولوژی مورد استفاده در بخش کشاورزی بر شاخص‌های اقتصادی و محیط‌زیستی در این بخش است، به‌گونه‌ای که براساس آمار وزارت نیرو (۱۳۹۹)، با وجود افزایش سطح فناوری‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی در دوره هدفمندی یارانه انرژی در بخش کشاورزی ایران، میزان مصرف انرژی در این بخش از ۴۵/۱ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۸۹ به ۶۸/۵ میلیون بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۹۹ رسیده است (وزارت نیرو، ۱۳۹۹).

1. Jiang & Khan (2023)
2. Manigandan et al. (2023)
3. Ahmad et al. (2023)

با توجه به این چهارچوب، هدف این تحقیق این بود که در صورت تأثیرپذیری اثرات جانشینی انرژی از سطح توسعه تکنولوژی، چه اتفاقاتی ممکن است بر شاخص‌های اقتصادی و محیط‌زیستی در این بخش رخ دهد. در این مقاله، از رویکرد سناریوسازی با در نظر گرفتن نرخ‌های متفاوت افزایش سطح توسعه تکنولوژی بر جانشینی انرژی استفاده شده است. نتایج نشان داد که با افزایش سطح توسعه تکنولوژی در دوره هدفمندی یارانه انرژی، ابتدا میزان اثرات بازگشتی انرژی افزایش می‌یابد، اما در سطح بالای توسعه تکنولوژی، این اثرات بازگشتی انرژی در بخش کشاورزی کاهش می‌یابد. بنابراین، نتیجه می‌شود که در مراحل اولیه توسعه تکنولوژی که در سطح پایین قرار دارد، اثرات آن بر بازگشت انرژی قابل توجه است، اما با توسعه تکنولوژی در سطح بالا، مقدار آن به تدریج کاهش یافته است و پایدار نمی‌ماند.

همچنین نتایج نشان داد که با افزایش سطح توسعه تکنولوژی، میزان جانشینی بین سرمایه و انرژی، کاهش و در مقابل، میزان جانشینی بین نیروی کار و انرژی افزایش می‌یابد که این اثرات در سطح بالای توسعه تکنولوژی بیشتر است. بنابراین، افزایش سطح تکنولوژی، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش میزان اشتغال در بخش کشاورزی می‌شود. علاوه بر این، مشخص شد که با کاهش جانشینی بین سرمایه و انرژی، اثرات منفی بر شاخص‌های اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست قابل توجه است.

این نتیجه در تضاد با نتایج مطالعات زهرا و همکاران^۱ (۲۰۲۳)؛ سوئی و یائو^۲ (۲۰۲۳)؛ جیانگ و خان^۳ (۲۰۲۳)؛ جیاکوی و همکاران^۴ (۲۰۲۳)؛ لی و همکاران^۵ (۲۰۲۳) است که اثرات توسعه تکنولوژی بر اقتصاد را مثبت دانستند. دلیل اینکه توسعه سطح تکنولوژی در بخش کشاورزی ایران، اثرات منفی اقتصادی قابل توجهی داشته است را می‌توان در فرسودگی تکنولوژی مورد استفاده در تولیدات این بخش دانست؛ زیرا، با کاربرد این تکنولوژی‌ها، هزینه تولید افزایش و سودآوری در این بخش کاهش خواهد یافت. بنابراین، انگیزه برای تولید و سرمایه‌گذاری و ایجاد اشتغال در این بخش کاهش می‌یابد.

از سوی دیگر، نتایج نشان داد که افزایش جانشینی بین نیروی کار و انرژی، اثرات مثبت بر اقتصاد و کیفیت محیط‌زیست می‌گذارد. این نتیجه با نتایج مطالعات هاشمی و علم^۶ (۲۰۱۹)؛ شعبانی و شهنازی^۷ (۲۰۱۹)؛ احمد و همکاران^۸ (۲۰۲۰)؛ عثمان و همکاران^۹ (۲۰۲۳)؛ بیانچینی و همکاران^{۱۰} (۲۰۲۳) که نشان دادند فناوری میزان آلودگی را کاهش می‌دهد، همخوانی دارد.

بنابراین، از نتایج این مطالعه، پیشنهاد می‌شود که تسهیلاتی برای سرمایه‌گذاری در طرح نوسازی تکنولوژی فرسوده در بخش کشاورزی ایران اختصاص داده شود.

1. Zahra et al. (2023)
2. Sui & Yao (2023)
3. Jiang & Khan (2023)
4. Jiakui et al. (2023)
5. Li et al. (2023)
6. Hashmi & Alam (2019)
7. Shabani & Shahnazi (2019)
8. Ahmad et al. (2020)
9. Usman et al. (2023)
10. Bianchini et al. (2023)

References

- Azami S, Hosseini F, sohaili K. Economy, Energy and Environment (3E) Nexus in Selected Asian Countries An Application of Spatial Panel Simultaneous Equations Model. QJER 2024; 24 (2) : 3. [In Persian]
- Allen RGD. (1938). *Mathematical Analysis for Economists (Vol. 8)*. London School of Economics and Political Science. London: Macmillan.
- Alfarisi, S., Mitake, Y., Tsutsui, Y., Wang, H., & Shimomura, Y. (2022). A study of the rebound effect on the product-service system: Why should it be a top priority?. *Procedia CIRP*, 109, 257-262.
- Akram, R., Chen, F., Khalid, F., Ye, Z., & Majeed, M. T. (2020). Heterogeneous effects of energy efficiency and renewable energy on carbon emissions: Evidence from developing countries. *Journal of cleaner production*, 247, 119-122.
- Akram, R., Majeed, M. T., Fareed, Z., Khalid, F., & Ye, C. (2020). Asymmetric effects of energy efficiency and renewable energy on carbon emissions of BRICS economies: Evidence from nonlinear panel autoregressive distributed lag model. *Environmental science and pollution research*, 27, 18254-18268.
- Ahmed, Z., Ahmad, M., Rjoub, H., Kalugina, O. A., & Hussain, N. (2022). Economic growth, renewable energy consumption, and ecological footprint: Exploring the role of environmental regulations and democracy in sustainable development. *Sustainable Development*, 30(4), 595-605.
- Ahmad, N., Youjin, L., Žiković, S., & Belyaeva, Z. (2023). The effects of technological innovation on sustainable development and environmental degradation: Evidence from China. *Technology in Society*, 72, 102184.
- Ahmad, M., Jiang, P., Majeed, A., Umar, M., Khan, Z., & Muhammad, S. (2020). The dynamic impact of natural resources, technological innovations and economic growth on ecological footprint: An advanced panel data estimation. *Resources Policy*, 69, 101817.
- Asongu, S. A., & Odhiambo, N. M. (2020). Foreign direct investment, information technology and economic growth dynamics in Sub-Saharan Africa. *Telecommunications Policy*, 44(1), 101838.
- Ahmed, M., Hafeez, M., Kaium, M. A., Ullah, S., & Ahmad, H. (2023). Do environmental technology and banking sector development matter for green growth? Evidence from top-polluted economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(6), 14760-14769.
- Adebayo, T. S., Ullah, S., Kartal, M. T., Ali, K., Pata, U. K., & Ağa, M. (2023). Endorsing sustainable development in BRICS: The role of technological innovation, renewable energy consumption, and natural resources in limiting carbon emission. *Science of the Total Environment*, 859, 160181.
- Bianchini, S., Damioli, G., & Ghisetti, C. (2023). The environmental effects of the “twin” green and digital transition in European regions. *Environmental and Resource Economics*, 84(4), 877-918.

- Bertoldi, P., & Mosconi, R. (2020). Do energy efficiency policies save energy? A new approach based on energy policy indicators (in the EU Member States). *Energy Policy*, 139, 111320.
- Baloch, Z. A., Tan, Q., Iqbal, N., Mohsin, M., Abbas, Q., Iqbal, W., & Chaudhry, I. S. (2020). Trilemma assessment of energy intensity, efficiency, and environmental index: Evidence from BRICS countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 34337-34347.
- Bendig, D., Schulz, C., Theis, L., & Raff, S. (2023). Digital orientation and environmental performance in times of technological change. *Technological Forecasting and Social Change*, 188, 122272.
- Chen, C. W. (2021). Clarifying rebound effects of the circular economy in the context of sustainable cities. *Sustainable Cities and Society*, 66, 102622.
- Cansino, J. M., Ordóñez, M., & Prieto, M. (2022). Decomposition and measurement of the rebound effect: The case of energy efficiency improvements in Spain. *Applied Energy*, 306, 117961.
- Cheng, C., Ren, X., Dong, K., Dong, X., & Wang, Z. (2021). How does technological innovation mitigate CO2 emissions in OECD countries? Heterogeneous analysis using panel quantile regression. *Journal of Environmental Management*, 280, 111818.
- Chen, J., Gao, M., Li, D., & Song, M. (2020). Analysis of the rebound effects of fossil and nonfossil energy in China based on sustainable development. *Sustainable Development*, 28(1), 235-246.
- Črešnar, R., Dabić, M., Stojčić, N., & Nedelko, Z. (2023). It takes two to tango: Technological and non-technological factors of Industry 4.0 implementation in manufacturing firms. *Review of Managerial Science*, 17(3), 827-853.
- Chen, X., Rahaman, M. A., Murshed, M., Mahmood, H., & Hossain, M. A. (2023). Causality analysis of the impacts of petroleum use, economic growth, and technological innovation on carbon emissions in Bangladesh. *Energy*, 267, 126565.
- Cheng, Y., Zhang, Y., Wang, J., & Jiang, J. (2023). The impact of the urban digital economy on China's carbon intensity: Spatial spillover and mediating effect. *Resources, Conservation and Recycling*, 189, 106762.
- Cao, S., Nie, L., Sun, H., Sun, W., & Taghizadeh-Hesary, F. (2021). Digital finance, green technological innovation and energy-environmental performance: Evidence from China's regional economies. *Journal of Cleaner Production*, 327, 129458.
- Campi, M. C., & Garatti, S. (2018). *Introduction to The Scenario Approach. Society for Industrial and Applied Mathematics*. MOS-SIAM Series on Optimization, The Society for Industrial and Applied Mathematics and the Mathematical Optimization Society.
- Caglar, A. E. (2023). Can nuclear energy technology budgets pave the way for a transition toward low carbon economy: insights from the United Kingdom. *Sustainable Development*, 31(1), 198-210.
- Christensen LR, Jorgenson DW and Lau LJ. (1973). Transcendental logarithmic production frontiers. *The Review of Economics and Statistics*. 28-45.

- Dell'Anna, F. (2021). Green jobs and energy efficiency as strategies for economic growth and the reduction of environmental impacts. *Energy Policy*, 149, 112031.
- Debertin, D.L. (2012). *Agricultural Production Economics*. CreateSpace Independent Publishing Platform.
- Font Vivanco, D., Freire-González, J., Galvin, R., Santarius, T., Walnum, H. J., Makov, T., & Sala, S. (2022). Rebound effect and sustainability science: A review. *Journal of Industrial Ecology*, 26(4), 1543-1563.
- Haftu, G. G. (2019). Information communications technology and economic growth in Sub-Saharan Africa: A panel data approach. *Telecommunications Policy*, 43(1), 88-99.
- Hashmi, R., & Alam, K. (2019). Dynamic relationship among environmental regulation, innovation, CO2 emissions, population, and economic growth in OECD countries: A panel investigation. *Journal of Cleaner Production*, 231, 1100-1109.
- Hou, H., Zhu, Y., Wang, J., & Zhang, M. (2023). Will green financial policy help improve China's environmental quality? The role of digital finance and green technology innovation. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(4), 10527-10539.
- Haldar, A., Sucharita, S., Dash, D. P., Sethi, N., & Padhan, P. C. (2023). The effects of ICT, electricity consumption, innovation and renewable power generation on economic growth: An income level analysis for the emerging economies. *Journal of Cleaner Production*, 384, 135607.
- Husaini, D. H., Lean, H. H., Puah, C. H., & Affizzah, A. D. (2023). Energy subsidy reform and energy sustainability in Malaysia. *Economic Analysis and Policy*, 77, 913-927.
- Iram, R., Zhang, J., Erdogan, S., Abbas, Q., & Mohsin, M. (2020). Economics of energy and environmental efficiency: Evidence from OECD countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 3858-3870.
- Iran Statistical Center, Statistical Yearbook, 2019. [In Persian]
- Jiang, T., Cao, C., Lei, L., Hou, J., Yu, Y., & Jahanger, A. (2023). Temporal and spatial patterns, efficiency losses and impact factors of energy mismatch in China under environmental constraints. *Energy*, 282, 128875.
- Jiakui, C., Abbas, J., Najam, H., Liu, J., & Abbas, J. (2023). Green technological innovation, green finance, and financial development and their role in green total factor productivity: Empirical insights from China. *Journal of Cleaner Production*, 382, 135131.
- Jiang, Y., & Khan, H. (2023). The relationship between renewable energy consumption, technological innovations, and carbon dioxide emission: evidence from two-step system GMM. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(2), 4187-4202.
- Jahanger, A., Ozturk, I., Onwe, J. C., Joseph, T. E., & Hossain, M. R. (2023). Do technology and renewable energy contribute to energy efficiency and carbon neutrality? Evidence from top ten manufacturing countries. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 56, 103084.

- Jafari Samimi A, Mohammadi Khyareh M. Short run and Long run Relationship among CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth: New Evidence from Iran. QJER 2014; 14 (2) :1-20. [In Persian]
- Jahanger, A., Usman, M., Murshed, M., Mahmood, H., & Balsalobre-Lorente, D. (2022). The linkages between natural resources, human capital, globalization, economic growth, financial development, and ecological footprint: The moderating role of technological innovations. *Resources Policy*, 76, 102569.
- Kihombo, S., Ahmed, Z., Chen, S., Adebayo, T. S., & Kirikkaleli, D. (2021). Linking financial development, economic growth, and ecological footprint: What is the role of technological innovation?. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(43), 61235-61245.
- Koseoglu, A., Yucel, A. G., & Ulucak, R. (2022). Green innovation and ecological footprint relationship for a sustainable development: Evidence from top 20 green innovator countries. *Sustainable development*, 30(5), 976-988.
- Kong, L., Mu, X., Hu, G., & Tu, C. (2023). Will energy efficiency improvements reduce energy consumption? Perspective of rebound effect and evidence from beijing. *Energy*, 263, 125665.
- Li, S., Gao, L., Han, C., Gupta, B., Alhalabi, W., & Almakdi, S. (2023). Exploring the effect of digital transformation on Firms' innovation performance. *Journal of Innovation & Knowledge*, 8(1), 100317.
- Li, J., Du, Q., Lu, C., Huang, Y., & Wang, X. (2023). Simulations for double dividend of carbon tax and improved energy efficiency in the transportation industry. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(7), 19083-19096.
- Liu K, Bai H, Yin S and Lin B. 2018. Factor substitution and decomposition of carbon intensity in China's heavy industry. *Energy*, 145: 582-591.
- Myovella, G., Karacuka, M., & Haucap, J. (2020). Digitalization and economic growth: A comparative analysis of Sub-Saharan Africa and OECD economies. *Telecommunications Policy*, 44(2), 101856.
- Murshed, M. (2020). An empirical analysis of the non-linear impacts of ICT-trade openness on renewable energy transition, energy efficiency, clean cooking fuel access and environmental sustainability in South Asia. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(29), 36254-36281.
- Manigandan, P., Alam, M. S., Alagirisamy, K., Pachiyappan, D., Murshed, M., & Mahmood, H. (2023). Realizing the sustainable development goals through technological innovation: Juxtaposing the economic and environmental effects of financial development and energy use. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(3), 8239-8256.
- Mohsin, M., Hanif, I., Taghizadeh-Hesary, F., Abbas, Q., & Iqbal, W. (2021). Nexus between energy efficiency and electricity reforms: A DEA-based way forward for clean power development. *Energy Policy*, 149, 112052.
- Ministry of Energy, Energy Balances, Macro Planning of Electricity and Energy. 2020. [In Persian]

- Ministry of Petroleum, Hydrocarbon Balance, International Energy Studies Institute. 2022. [In Persian]
- Mohammadi N, Sahabi B, Heydari H, Sadeghi H. Investigating the Impact of Economic Complexity and Renewable Energy Consumption on Environmental Pollution in Developing Countries. *QJER* 2023; 23 (4). [In Persian]
- Nara, E. O. B., da Costa, M. B., Baierle, I. C., Schaefer, J. L., Benitez, G. B., do Santos, L. M. A. L., & Benitez, L. B. (2021). Expected impact of industry 4.0 technologies on sustainable development: A study in the context of Brazil's plastic industry. *Sustainable Production and Consumption*, 25, 102-122.
- Onat, N. C. (2022). How to compare sustainability impacts of alternative fuel Vehicles?. *Transportation Research Part D. Transport and Environment*, 102, 103129.
- Omondi, C., Njoka, F., & Musonye, F. (2023). An economy-wide rebound effect analysis of Kenya's energy efficiency initiatives. *Journal of Cleaner Production*, 385, 135730.
- Poponi, S., Arcese, G., Pacchera, F., & Martucci, O. (2022). Evaluating the transition to the circular economy in the agri-food sector: Selection of indicators. *Resources, Conservation and Recycling*, 176, 105916.
- Peng, H. R., Zhang, Y. J., & Liu, J. Y. (2023). The energy rebound effect of digital development: Evidence from 285 cities in China. *Energy*, 270, 126837.
- Phillips PCB and Perron P. (1988). Testing for a unit root in time series regressions, *Biometrika*, 75: 335-346.
- Raihan, A., Pavel, M. I., Muhtasim, D. A., Farhana, S., Faruk, O., & Paul, A. (2023). The role of renewable energy use, technological innovation, and forest cover toward green development: Evidence from Indonesia. *Innovation and Green Development*, 2(1), 100035.
- Rej, S., Bandyopadhyay, A., Das, N., Hossain, M. E., Islam, M. S., Bera, P., & Yeeditballi, T. (2023). The asymmetric influence of environmental-related technological innovation on climate change mitigation: What role do FDI and renewable energy play?. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(6), 14916-14931.
- Romer, D. (2011). *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill/Irwin.
- Rutting, L., Vervoort, J., Mees, H., Pereira, L., Veeger, M., Muiderman, K., ... & Driessen, P. (2023). Disruptive seeds: a scenario approach to explore power shifts in sustainability transformations. *Sustainability Science*, 18(3), 1117-1133.
- Skelton, A. C., Paroussos, L., & Allwood, J. M. (2020). Comparing energy and material efficiency rebound effects: an exploration of scenarios in the GEM-E3 macroeconomic model. *Ecological Economics*, 173, 106544.
- Su, C. W., Liu, F., Stefea, P., & Umar, M. (2023). Does technology innovation help to achieve carbon neutrality?. *Economic Analysis and Policy*, 78, 1-14.
- Siderius, T., & Poldner, K. (2021). Reconsidering the circular economy rebound effect: Propositions from a case study of the Dutch circular textile valley. *Journal of Cleaner Production*, 293, 125996.

- Shabani, Z. D., & Shahnazi, R. (2019). Energy consumption, carbon dioxide emissions, information and communications technology, and gross domestic product in Iranian economic sectors: A panel causality analysis. *Energy*, 169, 1064-1078.
- Sui, B., & Yao, L. (2023). The impact of digital transformation on corporate financialization: The mediating effect of green technology innovation. *Innovation and Green Development*, 2(1), 100032.
- Schäfer, A. W., Barrett, S. R., Doyme, K., Dray, L. M., Gnadt, A. R., Self, R., ... & Torija, A. J. (2019). Technological, economic and environmental prospects of all-electric aircraft. *Nature Energy*, 4(2), 160-166.
- Shahverdian, M. H., Sohani, A., Pedram, M. Z., & Sayyaadi, H. (2023). An optimal strategy for application of photovoltaic-wind turbine with PEMEC-PEMFC hydrogen storage system based on techno-economic, environmental, and availability indicators. *Journal of Cleaner Production*, 384, 135499.
- Stern, D. I. (2020). How large is the economy-wide rebound effect?. *Energy Policy*, 147, 111870.
- Taghvavae, V. M., Arani, A. A., Soretz, S., & Agheli, L. (2023). Diesel demand elasticities and sustainable development pillars of economy, environment and social (health): Comparing two strategies of subsidy removal and energy efficiency. *Environment, Development and Sustainability*, 25(3), 2285-2315.
- Thompson P and Taylor TG. (1995). The capital-energy substitutability debate: A new look. *Review of Economics and Statistics*, 77(3): 565-569.
- Turner, K., & Hanley, N. (2011). Energy efficiency, rebound effects and the environmental Kuznets curve. *Energy economics*, 33(5), 709-720.
- Uzawa H. (1962). Production functions with constant elasticities of substitution. *The Review of Economic Studies*, 29(4): 291-299.
- Usman, M., Balsalobre-Lorente, D., Jahanger, A., & Ahmad, P. (2023). Are Mercosur economies going green or going away? An empirical investigation of the association between technological innovations, energy use, natural resources and GHG emissions. *Gondwana Research*, 113, 53-70.
- Usman, M., & Hammar, N. (2021). Dynamic relationship between technological innovations, financial development, renewable energy, and ecological footprint: Fresh insights based on the STIRPAT model for Asia Pacific Economic Cooperation countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(12), 15519-15536.
- Velez-Henao, J. A., García-Mazo, C. M., Freire-Gonzalez, J., & Vivanco, D. F. (2020). Environmental rebound effect of energy efficiency improvements in Colombian households. *Energy Policy*, 145, 111697.
- Wang, J., Wang, W., Liu, Y., & Wu, H. (2023). Can industrial robots reduce carbon emissions? Based on the perspective of energy rebound effect and labor factor flow in China. *Technology in Society*, 72, 102208.
- Wei, C., Li, C. Z., Löschel, A., Managi, S., & Lundgren, T. (2023). Digital technology and energy sustainability: Recent advances, challenges, and opportunities. *Resources, Conservation and Recycling*, 190, 106803.

- Wang, R., Usman, M., Radulescu, M., Cifuentes-Faura, J., & Balsalobre-Lorente, D. (2023). Achieving ecological sustainability through technological innovations, financial development, foreign direct investment, and energy consumption in developing European countries. *Gondwana Research*, 119, 138-152.
- Wei, L., Lin, B., Zheng, Z., Wu, W., & Zhou, Y. (2023). Does fiscal expenditure promote green technological innovation in China? Evidence from Chinese cities. *Environmental Impact Assessment Review*, 98, 106945.
- Wu, H., Hao, Y., & Ren, S. (2020). How do environmental regulation and environmental decentralization affect green total factor energy efficiency: Evidence from China. *Energy Economics*, 91, 104880.
- Wu, H., Hao, Y., Ren, S., Yang, X., & Xie, G. (2021). Does internet development improve green total factor energy efficiency? Evidence from China. *Energy Policy*, 153, 112247.
- Wang X, Wen X and Xie C. (2018). An evaluation of technical progress and energy rebound effects in China's iron and steel industry. *Energy Policy*, 123: 259-265.
- Xie, Z., Wu, R., & Wang, S. (2021). How technological progress affects the carbon emission efficiency? Evidence from national panel quantile regression. *Journal of Cleaner Production*, 307, 127133.
- Yemelyanov, O., Petrushka, I., Zahoretska, O., Petrushka, K., & Havryliak, A. (2023). Information support for managing energy-saving technological changes at enterprises. *Procedia Computer Science*, 217, 258-267.
- Zhang, X., & Wei, C. (2022). The economic and environmental impacts of information and communication technology: A state-of-the-art review and prospects. *Resources, Conservation and Recycling*, 185, 106477.
- Zhang, T., Wu, K., Tan, Y., & Xu, Z. (2023). Subsidy or not? How much government subsidy can improve performance level of energy-saving service company?. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(25), 67019-67039.
- Zhang, J. (2023). Assessing the impact of R&D Investments, government subsidies on energy efficiency: Empirical analysis from the Chinese listed firms. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(2), 3606-3620.
- Zimmermann, M., Vöhringer, F., Thalmann, P., & Moreau, V. (2021). Do rebound effects matter for Switzerland? Assessing the effectiveness of industrial energy efficiency improvements. *Energy Economics*, 104, 105703.
- Zhang, S., Luo, S., & Afshan, S. (2022). Role of climate technologies, financial development, and renewable energy in the facilitation of social, economic, and environmental goals. *Renewable Energy*, 199, 169-178.
- Zhang, H., Gao, S., & Zhou, P. (2023). Role of digitalization in energy storage technological innovation: Evidence from China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 171, 113014.
- Zahra, S. A., Liu, W., & Si, S. (2023). How digital technology promotes entrepreneurship in ecosystems. *Technovation*, 119, 102457.

Multiple Effects of Energy Substitution, Technology Development and Growth Rate in Agricultural Sector

Fatemeh Taei Samiromi¹
Sadegh Khalilian²

Received: 2024/1/16

Accepted: 2024/2/05

Aim and Introduction

The purpose of this study is to investigate the multiple effects of energy substitution from technology development on the growth rate of economic-environmental indicators in Iran's agricultural sector using the translog cost function. While one of the main goals of improving energy efficiency with the implementation of the Energy Subsidy Targeting Law in Iran was to deal with the rapid growth of fossil fuels, but looking at the energy consumption situation in the agricultural sector, it is clear that not only with the implementation of this plan, the consumption of fossil fuels has not decreased, but also increased in comparison to the time span before the plan. The increase in the annual growth rate of energy consumption has created many environmental challenges. In this way, the amount of carbon dioxide emissions, which is the most important greenhouse gas in Iran's agricultural sector, has reached from 13,682 tons to 17,639 tons in 2019. In other words, the average increase in the annual growth of carbon dioxide emissions in agricultural sector during this period was equal to 28.92%. The implementation of some energy saving policies may have the opposite effect on energy consumption and the environment as well.

Methodology

Translog cost function has been used to investigate the multiple effects of energy substitution from technology development on the growth rate of economic-environmental indicators in Iran's agricultural sector. The data used for the period 1988 to 2020 were collected from Central Bank, Iran Statistics Center, Ministry of Energy and World Food Organization.

Results and Discussion

The results has revealed that if the level of technology development increases, the substitution between capital and energy decreases and on the contrary, the substitution between labor and energy increases. The results have also shown that by reducing the amount of substitution between capital and energy, its negative effects on the economy and the quality of the environment are significant, and in contrast to the increase in the amount of substitution between labor and energy, it has a positive effect on the economy and the quality of environment. The higher level of technology development has increased the level of energy substitution.

-
1. Ph. D. Student, Department of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. E-mail: F_taei@modares.ac.ir
 2. Associate Professor of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: khalil_s@modares.ac.ir

Conclusion

The results of this research have shown that with an increase in the level of technology development on changes in energy consumption, the substitution between production factors in agricultural sector changes, which means that a 25% increase in technology development leads to an increase in energy consumption by 0.567%. In comparison, the changes in energy consumption are aligned with the development level of technology, which means that a small increase in the level of technology development leads to the rebound effects of energy. These energy feedback effects lead to an increase in substitution between capital and energy by 0.068% and a decrease in substitution between labor and energy by 0.412% compared to the initial level of technology development, but with a further increase in the level of technology development, the effect of energy feedback effects on energy substitution decreases. The results have also shown that with an increase in the level of technology development in the targeting period of energy subsidy, the amount of energy return effects increases, but at a higher level of technology development, these energy return effects decrease in the agricultural sector. Therefore, it is concluded that in the early stages of technology development, which is at a lower level, its effects on energy return are significant, but with the development of technology at a higher level, its value has gradually decreased and does not remain stable. The results have also revealed that with an increase in the level of technology development, the degree of substitution between capital and energy decreases and on the other hand, the degree of substitution between labor and energy increases, and these effects are greater at a higher level of technology development. Therefore, increasing the level of technology leads to a decrease in investment and an increase in employment in the agricultural sector at the same time. In addition, it was found that by reducing the substitution between capital and energy, the negative effects on economic indicators and environmental quality are significant. The reason that the development of the level of technology in Iran's agricultural sector has had significant negative economic effects can be seen in the exhaustion of the technology used in the production of this sector. The application of these technologies, will lead to a higher cost of production which in turn result into a lower rates of profitability in the sector. Therefore, the incentive for production, investment and job creation in this sector decreases in the long term.

Keywords: Energy Consumption, Greenhouse Gases, Investment, Substitution Effects

JEL Classification: I28, O44, P18, Q48, Q43

ارزیابی اثرات مالیات کربن بر بخش صنعت در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا*

کلثوم افشون^۱مهدی نجاتی^۲عبدالمجید جلائی^۳زین العابدین صادقی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۰

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۳۰

چکیده

مالیات کربن، یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاستگذاری در حوزه انرژی است که می‌تواند از طریق تغییر در رفتار مصرف‌کننده و تولیدکننده، پیامدهای مثبت اقتصادی و زیست‌محیطی به همراه داشته باشد. هدف از این مطالعه، بررسی آثار مالیات کربن بر صنایع انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر در مناطق مختلف جهان است. برای دستیابی به این هدف، از یک مدل CGE پویا استفاده شده است تا بررسی شود که مالیات کربن چگونه بر قیمت کالاها، تولید، واردات و صادرات صنایع اثرگذار است. تمایز این پژوهش با مطالعاتی که تاکنون صورت گرفته، در این است که درآمد سرانه به عنوان یکی از عوامل مهم در نحوه اثرگذاری مالیات کربن در مدل‌سازی CGE لحاظ شده است. به همین منظور، مناطق به پنج گروه درآمدی مختلف براساس آخرین تقسیم‌بندی بانک جهانی تجمیع و سناریوهای سیاستی طبق آن اجرا شده است. نتایج نشان می‌دهد که مالیات کربن در تمامی سناریوها منجر به افزایش قیمت کالاهای با شدت انرژی بالا در تمام مناطق می‌شود و قیمت کالاهای با شدت انرژی پایین جز در گروه کشورهای توسعه یافته و با درآمد بالا، کاهش می‌یابد. همچنین تولید در بخش انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر به طور متوسط با کاهش روبرو است. واردات در بخش انرژی‌بر، بجز گروه کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط برای سایر گروه‌ها کاهش می‌یابد و در بخش غیرانرژی‌بر نیز با کاهش واردات روبرو هستیم. تأثیرپذیری صادرات نیز در بخش انرژی‌بر در جهت کاهش است و در بخش غیرانرژی‌بر به طور متوسط افزایش می‌یابد. براساس نتایج به دست آمده، این مطالعه راهی برای طراحی چارچوب سیاست مالیات کربن در مناطق مختلف با ساختار صنعتی متفاوت برای گذار به انتشار خالص صفر ایجاد کرده است.

واژگان کلیدی: مالیات کربن، صنعت، کشورهای در حال توسعه، کشورهای توسعه یافته، مدل CGE

طبقه‌بندی JEL: P18, H23, C68

* این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد کلثوم افشون می‌باشد.

k_afshun@yahoo.com

۱. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

۲. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران (نویسنده مسئول).

mnejati@uk.ac.ir

jalaee@uk.ac.ir

۳. استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

z_sadeghi@uk.ac.ir

۴. دانشیار اقتصاد انرژی، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران.

۱. مقدمه

افزایش جمعیت جهان و روند رو به رشد صنعتی شدن، تقاضا برای انرژی را، هم از نظر تولید و هم، از نظر مصرف در سطح بی‌سابقه‌ای افزایش داده است (ژای و همکاران، ۲۰۲۱؛ شهباز و همکاران، ۲۰۲۱). از آنجایی که عمده منابع انرژی جهان را سوخت‌های فسیلی تشکیل می‌دهد، آلودگی ناشی از استفاده ناپایدار از سوخت‌های فسیلی، هزینه‌های اقتصادی جهانی فراوانی بر محیط‌زیست تحمیل کرده است (آن و ژای، ۲۰۲۰؛ تروینو-مارتینز و همکاران، ۲۰۲۲). افزایش این هزینه‌ها، کشورها را با نگرانی بزرگی برای کاهش انتشارات روبرو کرده است (ژائوه، ۲۰۱۱؛ تیمیلیسینا و همکاران، ۲۰۱۱؛ وانگ و همکاران، ۲۰۲۳؛ روستیکو و دیمیتروف، ۲۰۲۲).

با توجه به اینکه کشورهای دنیا از جنبه‌های مختلفی از جمله سطح توسعه‌یافتگی، تغییرات اقلیمی ناشی از آلودگی، ذخایر منابع انرژی فسیلی و وابستگی به انرژی‌های فسیلی و ساختار اقتصادی با یکدیگر تفاوت دارند، بنابراین، انگیزه‌های آنان در اتخاذ و عملی کردن سیاست‌های اقلیمی نیز متفاوت خواهد بود (فو و همکاران، ۲۰۲۰). آنچه که می‌تواند کشورها را به سمت انتخاب و اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی مناسب سوق دهد، درک هزینه‌ها و منافع و پیامدهای زیست‌محیطی و اقتصادی ناشی از سیاست می‌باشد که جز با در نظر گرفتن تفاوت‌های منطقه‌ای و کمی‌سازی اثرات سیاست‌های اقلیمی در مناطق مختلف امکان‌پذیر نخواهد بود (هیلبراند و هیلبراند، ۲۰۲۳).

در طی سال‌های اخیر از جمله سیاست‌های مهمی که برای دستیابی به اقتصاد کم کربن مطالعه و اجرا شده است، مالیات کربن است (لین و جیا، ۲۰۱۹؛ زو و همکاران، ۲۰۲۰؛ ماتسوموتو، ۲۰۲۲؛ چن و همکاران، ۲۰۲۲؛ اوریان و همکاران، ۲۰۲۳؛ گو و کین، ۲۰۲۳). اثرات خارجی ناشی از آلودگی، احتیاج به سیاستی منظم و هدایت شده برای کاهش انتشارات دارد. سیاست مالیات کربن می‌تواند رفتار عوامل و بنگاه‌های اقتصادی را برای دستیابی به هدف کاهش انتشار تغییر دهد

-
1. Zhai et al. (2021)
 2. Shahbaz et al. (2021)
 3. An & Zhai (2020)
 4. Trevino-Martinez et al. (2022)
 5. Zhao (2011)
 6. Timilsina et al. (2011)
 7. Wang et al. (2023)
 8. Rustico & Dimitrov (2022)
 9. fu et al. (2020)
 10. Hillebrand & Hillebrand (2023)
 11. Lin & Jia (2019)
 12. Xu et al. (2020)
 13. Matsomoto (2022)
 14. Chen et al. (2022)
 15. O'Ryan et al. (2023)
 16. Guo & Qin (2023)

(مینگ و یو، ۲۰۲۳). با اجرای مالیات کربن از یک سو، بنگاه‌ها با کاهش استفاده از انرژی‌های فسیلی از توسعه انرژی‌های آلاینده جلوگیری می‌کنند و از سوی دیگر، به سرمایه‌گذاری در فناوری‌های انرژی پاک تشویق می‌شوند و به گسترش استفاده از انرژی‌های دوستدار محیط‌زیست کمک می‌کنند (آن و ژای، ۲۰۲۰). با توجه به اثرات مثبتی که مالیات کربن در حفظ انرژی و حفاظت از محیط‌زیست دارد، اما همچنان برخی از کشورها در پذیرش و اجرای این سیاست دچار تردید هستند. یکی از مهم‌ترین دلایل، اثرات منفی احتمالی مالیات کربن بر اقتصاد و صنعت خصوصاً صنایع انرژی‌بر است (لیانگ و همکاران، ۲۰۰۷).

در این شرایط با اجرای مالیات کربن از یک سو، بنگاه‌ها نگران کاهش سودآوری خود به دلیل تحمیل هزینه‌های اضافی در پی اجرای مالیات کربن هستند (فو و همکاران، ۲۰۲۳) و از سوی دیگر، ممکن است با کاهش میزان تولیدات بنگاه‌ها، صادرات محصولات انرژی‌بر، کاهش و واردات آن، افزایش یابد که می‌تواند بر رقابت‌پذیری این صنایع اثرگذار باشد. از آنجایی که ساختار صنایع مختلف کشورها، تفاوت‌های فراوانی به لحاظ شدت انرژی، شدت انتشار کربن و سطح تکنولوژی دارد، اجرای سیاست مالیات کربن، اثرات متفاوتی در مناطق مختلف به دنبال خواهد داشت (لیو و همکاران، ۲۰۲۳). بنابراین، تأثیری که این مالیات بر هزینه‌های تولید، تورم، صادرات و واردات صنایع دارد، باعث می‌شود که بررسی و درک پیامدهای این سیاست بر صنعت یک کشور، اهمیت یابد (خواستار و همکاران، ۲۰۲۰).

به همین منظور برخی از مطالعات مانند آلن و همکاران (۲۰۱۴)؛ لی و همکاران (۲۰۱۵)؛ فریره-گونزالس و هو (۲۰۱۹)؛ زو و همکاران (۲۰۱۹)؛ اوجا و همکاران (۲۰۲۰) و ماردونز (۲۰۲۲)، مالیات کربن را تنها بر بخش صنعت یا گروهی از صنایع اعمال کرده و اثر آن را بر متغیرهایی

-
1. Meng & Yu (2023)
 2. An & Zhai (2020)
 3. liang et al. (2007)
 4. fu et al. (2023)
 5. Liu et al. (2023)
 6. khastar et al. (2020)
 7. Allan et al. (2014)
 8. Li et al. (2015)
 9. Freire-Gonzalez & Ho (2019)
 10. Zhu et al. (2019)
 11. Ojha et al. (2020)
 12. Mardones (2022)

مانند تولید ناخالص داخلی، بهره‌وری انرژی، انتشار کربن و ... دیده‌اند و برخی دیگر مانند (زو و همکاران^۱ (۲۰۱۸)؛ خواستار و همکاران (۲۰۲۰)؛ نونگ^۲ (۲۰۲۰)؛ هو و همکاران^۳ (۲۰۲۱)؛ کائو و همکاران^۴ (۲۰۲۱)؛ نونگ و همکاران^۵ (۲۰۲۱) و اسماعیل و همکاران (۲۰۲۳)، مالیات کربن را به صورت کلی اعمال کرده و اثر آن را بر صنایع، شاخص‌های کلان اقتصادی یا زیست‌محیطی بررسی کرده‌اند. در این مطالعه نیز ابتدا مناطق مختلف جهان بر اساس سطح درآمد سرانه، طبق معیار بانک جهانی به پنج گروه مختلف تفکیک شده و سپس با تقسیم‌بندی صنایع در این گروه‌ها به دو بخش انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر، مالیات به صورت کلی و یکدست برای تمامی بخش‌های اقتصادی اعمال و اثر این سیاست بر صنایع مذکور در مناطق مورد نظر، بررسی گردیده است. از آنجایی که یک مدل CGE می‌تواند تعاملات بین عوامل مختلف در سیستم‌های اقتصاد کلان را توصیف کند و تأثیرات یک سیاست را در سطح جهانی بررسی کند، بنابراین، برای درک بهتر اثرات سیاست از یک مدل CGE چند منطقه‌ای پویا استفاده شده است.

در ادامه، این مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است. در بخش دوم، مروری بر ادبیات صورت گرفته است. بخش سوم، به مبانی نظری و بخش چهارم به روش‌شناسی، داده‌ها، تجمیع مناطق و بخش‌ها می‌پردازد. نتایج تجزیه و تحلیل شبیه‌سازی، در بخش پنجم ارائه شده است و در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی مورد بحث قرار گرفته است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مطالعات با رویکرد CGE

در ارزیابی اثر مالیات کربن بر شاخص‌های اقتصادی، زیست‌محیطی و انرژی، یکی از ابزارهای مهم و ثابت شده، رویکرد CGE است. این مدل‌ها می‌توانند تجزیه و تحلیل بهتری از اثرات مستقیم و غیرمستقیم سیاست بر متغیرهای اقتصادی و کل جامعه ارائه کنند.

با بررسی ادبیات موجود، تقریباً در اکثر مطالعات صورت گرفته با رویکرد CGE، نقشی که مالیات کربن اعمال شده در بخش صنعت و انرژی، بر کاهش انتشارات داشته، مثبت بوده است (راس^۶ ۲۰۱۸؛ فریره-گونزالس و هو ۲۰۱۹؛ اوجا و همکاران، ۲۰۲۰؛ ژای و همکاران، ۲۰۲۱؛ اوریان و

1. Zou et al. (2018)

2. Nong (2020)

3. Hu et al. (2021)

4. Cao et al. (2021)

5. Nong et al. (2021)

6. Ross (2018)

همکاران، ۲۰۲۳؛ زو و همکاران، ۱، ۲۰۲۳). اما اثری که مالیات کربن بر تولید و بخش‌های انرژی داشته، در برخی از مطالعات منفی ارزیابی شده است. به عنوان مثال لیانگ و همکاران^۲ (۲۰۰۷)، با مدل‌سازی، اثرات سیاست‌های مالیات کربن مختلف بر اقتصاد کلان و بازده بخش‌های انرژی بر و تجارت، دریافتند که این اثر منفی است، اما می‌توان برای کاهش این اثرات منفی، به بخش‌های تولیدی با استفاده از درآمدهای حاصل از مالیات، یارانه پرداخت کرد.

ویسه و همکاران^۳ (۲۰۱۷)، یافته‌های خود در مورد اثر مالیات کربن را در سال ۲۰۱۷ اعلام کردند. بر طبق نتایج، اگر دستاوردهای زیست‌محیطی ناشی از مالیات کنار گذاشته شود، آنگاه تأثیر نامطلوبی که مالیات بر تولید کشورهای کم درآمد دارد، کمتر از کشورهای پردرآمد است. لین و جیا^۴ (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای که برای چین انجام دادند، اثر مالیات کربن را در صنایع مشمول مالیات بررسی کردند. نتایج نشان داد، هرچه نرخ مالیات افزایش یابد، تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی بیشتر خواهد بود و شرکت‌های انرژی‌بر و صنایع انرژی، بیشتر بر تولید ناخالص داخلی اثرگذار خواهند بود. همچنین هرچه نرخ مالیات بالاتر باشد، قیمت کالا بالاتر خواهد بود.

خواستار و همکاران^۵ (۲۰۲۰)، با بررسی اثرات مالیات کربن بر ساختار صنایع فنلاند، به این نتیجه رسیدند که مالیات کربن، اثرات نامطلوبی بر تولید ناخالص داخلی (GDP) دارد. از طرفی، مالیات کربن، تأثیر مثبتی بر تراز تجاری دارد و صادرات افزایش می‌یابد.

نونگ و همکاران^۶ (۲۰۲۱)، در مطالعه خود به مقایسه مناطق مختلف جهان بعد از اجرای مالیات کربن یکنواخت پرداخته‌اند. آنها دریافتند که در همه اقتصادها، تمامی بخش‌ها از جمله بخش‌های انرژی‌بر و صنعتی، با کاهش تولید مواجه می‌شوند. همچنین زمانی که انتشارات غیر CO₂ نیز تحت پوشش مالیات قرار می‌گیرد، این تأثیر منفی بیشتر می‌شود.

در پژوهشی که چرنیوچان و نجار^۷ (۲۰۲۲)، برای کانادا انجام دادند، به این نتیجه رسیدند که مقررات زیست‌محیطی، حجم صادرات صادرکنندگان را به‌طور مداوم کاهش می‌دهد. همچنین احتمال خروج از بازار صادرات را برای تولیدکنندگان افزایش می‌دهد.

-
1. Zhai et al. (2023)
 2. liang et al. (2007)
 3. Wesseh et al. (2017)
 4. Lin & jia (2018)
 5. Khastar et al. (2020)
 6. Nong et al. (2021)
 7. Cherniwchan & Najjar (2022)

لیو و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، یک مدل CGE پویا با ماژول مالیات کربن متمایز شده صنعتی را در چین ایجاد و طرح‌های بازایافت درآمد را اجرا کردند. یافته‌ها نشان داد، تخصیص مجدد درآمد می‌تواند اثرات منفی مالیات کربن را بر اقتصاد کلان و تولید صنعت کاهش دهد و اثرات مثبت زیست‌محیطی به‌همراه داشته باشد.

مشهدی رجبی^۲ (۲۰۲۳)، برای اقتصاد استرالیا نشان داد که سیاست مالیات کربن منجر به کاهش انتشار CO₂ می‌شود و افزایش قیمت محصولات صنعتی را به‌دنبال دارد. اگر این سیاست با بازایافت درآمد همراه نباشد، کاهش تولید ناخالص داخلی را در پی دارد؛ اما اگر با بازایافت درآمد همراه باشد، منجر به رشد اقتصادی می‌گردد. بنابراین در این مطالعات، بازایافت درآمد به عنوان عاملی مؤثر در کاهش اثرات منفی حاصل از مالیات بیان شده است.

علاوه بر مطالعاتی که اثر منفی مالیات کربن را بر تولید دیده‌اند، در پژوهشی که اسماعیل و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، برای منطقه کامپالا انجام دادند، با ایجاد یک چارچوب ترکیبی TIMES/CGE، به این نتیجه رسیدند که سناریوی مالیات کربن در مقایسه با مورد مرجع، منجر به کاهش انتشار کربن و افزایش تولید ناخالص داخلی و رفاه می‌گردد.

برخی از مطالعات نیز به رقابت‌پذیری بخشی و رقابت‌پذیری تولیدکنندگان داخلی پرداخته‌اند. به عنوان مثال، تیان و همکاران^۴ (۲۰۱۷)، در مطالعه خود، به تحلیل رقابت‌پذیری بخشی‌های تحت تأثیر مالیات کربن پرداختند. نتایج نشان داد، وقتی مالیات کربن پایین‌تر باشد، می‌تواند تولید بالاتر را در پی داشته باشد. بنابراین، تغییر در تولیدات ناشی از مالیات، بر رقابت‌پذیری بخشی اثر خواهد داشت.

در مطالعه‌ای، ترنر و همکاران^۵ (۲۰۲۲)، تأثیر مالیات کربن بر شاخص‌های کلان اقتصادی در بریتانیا را تجزیه و تحلیل کردند. نویسندگان دریافتند زمانی که یک اقتصاد باز کوچک، پذیرنده مستقل مالیات کربن است، اثری که بر درآمد واقعی خانوار و رقابت‌پذیری تولیدکنندگان داخلی می‌گذارد، منفی است.

با اثری که مالیات کربن بر مصرف انرژی، انتشار CO₂ و تولید دارد، می‌تواند کارایی انرژی، کارایی اقتصادی و زیست‌محیطی را تحت تأثیر قرار دهد.

1. Liu et al. (2023)

2. Mashhadi Rajabi (2023)

3. Ismail et al. (2023)

4. Tian et al. (2017)

5. Turner et al. (2022)

لین و جیا^۱ (۲۰۱۹)، اثر مالیات کربن بر صنایع انرژی‌بر، انتشار کربن و اقتصاد چین را بررسی کردند. نتایج نشان‌دهنده افزایش کارایی انرژی و کاهش انتشار کربن بود. همچنین آنها بیان کردند که برای افزایش در بهره‌وری انرژی، بهتر است که نرخ مالیات در بخش‌های تولید انرژی و صنایع انرژی‌بر افزایش یابد.

تان و لین^۲ (۲۰۲۰)، در مطالعه خود به چگونگی تأثیر مالیات کربن بر انتشار کربن و بازده زیست‌محیطی صنایع انرژی‌بر چین پرداختند. آنها دریافتند که مالیات کربن منجر به کاهش CO₂ در صنایع انرژی‌بر چین می‌شود؛ اما نقش منفی در بهبود کارایی اکولوژیکی دارد.

جیا و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، کارایی و برابری مالیات کربن را مورد مطالعه قرار دادند و بیان کردند، زمانی که مالیات فقط بر صنایع تولید انرژی به جای کل صنعت وضع می‌شود، باعث بهبود کارایی می‌شود. همچنین اگر مالیات بر بنگاه‌ها اعمال شود، منجر به نابرابری نمی‌شود.

هینترلنگ و همکاران^۴ (۲۰۲۲)، برای اتحادیه اروپا-۲۷ به‌علاوه بریتانیا، بررسی کردند که برای تأمین مالی کاهش مالیات بر نیروی کار استفاده از مالیات مصرف، انرژی یا انتشار، چه پیامدهایی دارد. آنها دریافتند که اگر آسیب زیست‌محیطی بالا باشد، مالیات انرژی یا مالیات انتشار به دلیل شوک مثبت بهره‌وری که ایجاد می‌کنند، از مالیات بر مصرف، نتیجه بهتری دارد.

پاکسازی تولید نیز یکی از اهداف مالیات کربن است که نجار و چرنیوچان^۵ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای که در سال ۲۰۲۱ برای کانادا انجام دادند، اثر مقررات زیست‌محیطی بر پاکسازی تولید را تحلیل کردند. نتایج حاکی از آن بود که مقررات کیفیت هوا منجر به کاهش شدت آلودگی از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ در بخش تولید کانادا شده و تنظیم برخی آلاینده‌ها، منجر به تغییراتی در الگوهای ورود و خروج در بین تولیدکنندگان شده است.

۲-۲. مطالعات با رویکرد اقتصاد سنجی

از جمله رویکردهایی که به‌طور فراوانی در ارزیابی اثر مالیات کربن بر صنعت و اقتصاد مورد استفاده قرار گرفته است، رویکرد اقتصاد سنجی است. به عنوان مثال، ژائو^۶ (۲۰۱۱)، به مطالعه اثر مالیات کربن بر رقابت‌پذیری بین‌المللی صنایع انرژی‌بر در کشورهای OECD پرداخت و دریافت که مالیات کربن، تأثیر منفی بر رقابت بین‌المللی صنایع انرژی‌بر دارد.

1. Lin & Jia (2019)

2. tan & lin (2020)

3. Jia et al. (2023)

4. Hinterlang et al. (2022)

5. Najjar & Cherniwchan (2021)

6. ZHAO (2011)

چن^۱ (۲۰۱۳)، در مطالعه خود با هدف بررسی اثر مالیات کربن بر کاهش انتشار کربن و رشد صنعتی چین، بیان کرد که مالیات کربن، شدت CO₂ را کاهش می‌دهد و در بلندمدت اثر مثبت بر تولید دارد.

هاجک و همکاران^۲ (۲۰۱۹)، با تحلیل اثر مالیات کربن در صنایع انرژی کشورهای منتخب اتحادیه اروپا، نشان داد که مالیات کربن در صنعت انرژی از نظر زیست‌محیطی کارآمد است و تولید گازهای گلخانه‌ای را کاهش می‌دهد. آن و ژای^۳ (۲۰۲۰) با مدل‌سازی اثر سیاست مالیات پلکانی افزایشی کربن (IBCT) در صنعت برق با سوخت زغال‌سنگ چین، به این نتیجه رسیدند که مالیات بار هزینه و انتشار کربن در صنعت برق با سوخت زغال‌سنگ را کاهش می‌دهد.

در همان سال، هو و همکاران^۴ (۲۰۲۰)، عملکرد اقتصادی و زیست‌محیطی سیاست مالیات کربن با سیاست سقف و تجارت کربن در صنعت بازتولید چین را مقایسه کردند. نتایج نشان داد که سیاست مالیات کربن مفید است؛ اما عملکرد سیاست سقف و تجارت در سود تولیدکننده، رفاه اجتماعی و مازاد مصرف‌کننده، بهتر است.

آن و همکاران^۵ (۲۰۲۲)، تأثیر مالیات پلکانی افزایشی کربن (IBCT) را در مقایسه با مالیات ثابت کربن (FCT) در صنایع کشورهای کوچک آسیا و اقیانوسیه بررسی کردند. نتایج حاکی از آن بود که IBCT بهتر از FCT است و می‌تواند خطر نشت کربن را کاهش دهد و تولید کم کربن را ترویج کند و رفاه اجتماعی و توسعه زیست‌محیطی را بهبود بخشد.

روستیکو و دیمیتروف^۶ (۲۰۲۲)، با استفاده از رویکرد تئوری بازی به تحلیل اثر مالیات کربن بر سود بنگاه انحصاری و رفاه اجتماعی پرداختند. آنها بیان کردند که تنظیم‌کننده‌ها با انجام تعهدات دو دوره‌ای در مالیات بهینه پایین‌تر به رفاه اجتماعی بالاتری دست می‌یابند.

کومباکار و همکاران^۷ (۲۰۲۲)، اثر مالیات کربن بر کارایی اقتصادی و زیست‌محیطی تولیدکنندگان بریتیش کلمبیا را مدل‌سازی کردند. نتایج نشان داد که مالیات کربن، کارایی اقتصادی را بهبود می‌بخشد و کارایی زیست‌محیطی را برای انتشار گازهای گلخانه‌ای و دی‌اکسید کربن افزایش می‌دهد.

وانگ و همکاران^۸ (۲۰۲۳)، نقش مالیات‌های زیست‌محیطی و مالیه سبز را بر انتشار کربن در ۲۱ عضو OECD بررسی کردند. به گفته آنها، رشد اقتصادی و واردات، محرک‌های اصلی انتشار کربن

1. Chen (2013)

2. Hájek et al. (2019)

3. An and Zhai (2020)

4. Hu et al. (2020)

5. An et al. (2022)

6. Rustico & Dimitrov (2022)

7. Kumbhakar et al. (2022)

8. Wang et al. (2023)

مبتنی بر مصرف هستند؛ اما صادرات و مالیات‌های زیست‌محیطی و امور مالی سبز، انتشار کربن مبتنی بر مصرف را به‌میزان قابل‌توجهی کاهش می‌دهند.

با توجه به مطالعاتی که تاکنون صورت گرفته، می‌توان گفت که در این مطالعه در چند زمینه نوآوری وجود دارد و می‌تواند از نظر پر کردن خلأ از چند طریق به ادبیات موجود کمک کند.

اول، این پژوهش، اثرات مالیات کربن را در صنایع تمام کشورهای دنیا با تقسیم‌بندی براساس سطح درآمد سرانه و تفکیک صنایع به دو بخش انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر بررسی می‌کند که پیامدهای مهمی خواهد داشت.

دوم، از آنجایی که یک مدل CGE، می‌تواند تصویری از اثرات یک سیاست بر متغیرها و عوامل مختلف در سطح کلان اقتصادی ارائه نماید و به درک چگونگی ارتباط عوامل و کشورها در مقیاس جهانی کمک کند، بنابراین، برای دستیابی به نتایج بهتر و دقیق‌تر، از یک مدل CGE چند منطقه‌ای پویا استفاده شده است.

سوم، آگاهی از اثرات سیاست مالیات کربن بر صنایع کشورهای مختلف، می‌تواند اطلاعات مفیدی از پیامدهای اجرای این سیاست در اختیار سیاستگذاران برای اتخاذ سیاست‌های آب و هوایی مناسب بگذارد.

۳. مبانی نظری و مدل

۳-۱. الگوی GTAP-E-power

با توجه به قابلیت‌های الگوی‌های تعادل عمومی قابل محاسبه، در این پژوهش برای شبیه‌سازی اثرات مالیات کربن از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پویا به نام GTAP-E-power استفاده شده است. الگوی GTAP-E-power تعمیمی است از الگوی GTAP که به منظور بررسی سیاست‌های تغییر اقلیم معرفی شد. ساختار کلی الگوهای تعمیم‌یافته از GTAP با الگوی پایه GTAP مشابه است؛ اما در الگوهای تعمیم‌یافته، تغییراتی در جزئیات مدل‌سازی تکنیک تولید، ساختار تقاضا، ویژگی‌های زیست محیطی و ساختار انرژی ایجاد شده است.

در الگوی GTAP، ساختار تولید از چهارچوب نظریه نئوکلاسیک پیروی می‌کند و بازدهی نسبت به مقیاس تولید، ثابت است. بنگاه‌ها با استفاده از عوامل اولیه و نهاده‌های واسط، در تولید محصول استفاده می‌کنند. بخشی از این نهاده‌های واسط، تولید داخل و بخشی دیگر، وارداتی است که از کانال جریان‌های تجاری دوسویه براساس فرض آرمینگتون وارد می‌شوند. استفاده از فرض آرمینگتون در بخش تجارت مدل GTAP، تشخیص واردات براساس مبدأ را امکان‌پذیر می‌کند و می‌تواند تجارت درون صنعتی محصولات مشابه را توضیح دهد (بروکمایر، ۲۰۰۱).

نکته مهم در ساختار لایه‌ای تولید آن است که در هر لایه، متغیری برای لحاظ تغییرات تکنولوژیکی وجود دارد و این تغییر می‌تواند در فرم زمین‌اندوز، نیروی کاراندوز یا سرمایه‌اندوز، نهاده واسط‌اندوز یا خنثی از نوع هیکس باشد. این نوع ساختار، دارای مزایایی از جمله کاهش معنادار در

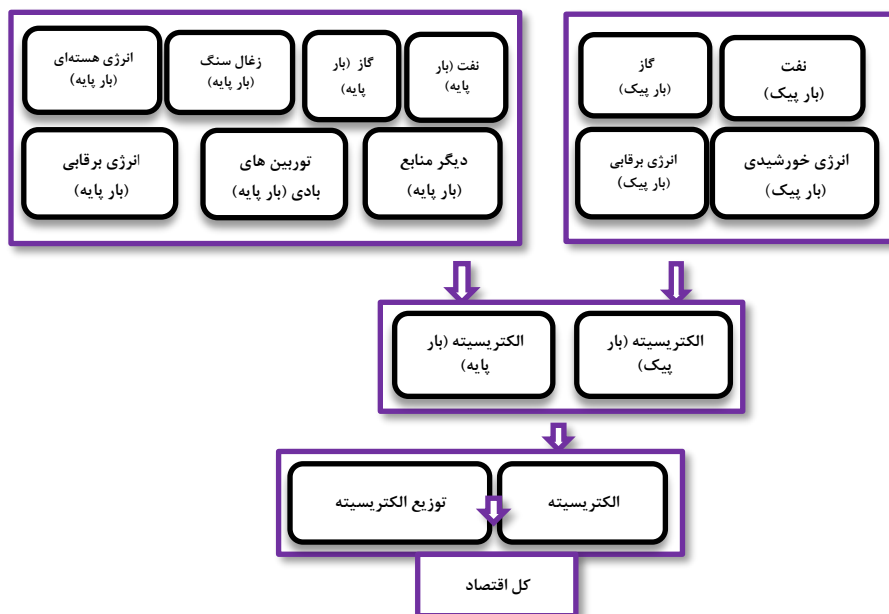
تعداد پارامترهای مورد نیاز الگو و در نتیجه، ساده سازی فرایند کالیبراسیون است؛ اما از طرفی، محدودیت شدیدی در تکنولوژی تولید وجود دارد و آن عدم امکان جانشینی بین نهاده های اصلی و واسطه است (هرتل و تسیگاس، ۱۹۹۷).

تقاضای مصرفی دولت روی کالاهای نهایی توسط یک تابع کاب-داگلاس تخصیص می یابد که در آن، مخارج در سهم های ثابتی بین کالاهای مختلف توزیع می شود. در تقاضای خانوار خصوصی، هزینه نسبی کالاهای مختلف، با تغییرات سطح درآمد، تغییر می کند که این موضوع در طراحی مبادلات جهانی که در آن، سطوح درآمد سرانه به طور کلی در مناطق متفاوت است، اهمیت بیشتری دارد (هرتل و تسیگاس، ۱۹۹۷).

از آنجایی که مدل سازی پیوندهای انرژی-اقتصاد-محیط زیست-تجارت در GTAP توسعه نیافته است، بسطی از این الگو به نام GTAP-E شکل گرفت که در آن، امکان جایگزینی انرژی وجود داشت. علاوه بر این، انتشار کربن حاصل از احتراق سوخت های فسیلی به عنوان نهاده در فرایند تولید و یا به عنوان ستاده حاصل از مصرف کالاها در نظر گرفته شد. جریان آلودگی حاصل از انتشار دی اکسید-کربن می تواند از طریق پیوند بین مناطق و پیوند بین بخش های مختلف و عوامل اقتصادی، تمام متغیرهای کلان و خرد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (بلاغی اینالو و همکاران، ۱۴۰۲).

در این مدل، استفاده از انرژی به عنوان یک عامل مهم، نقش بسزایی در انتشار کربن دارد. انرژی به عنوان یک کالای مرکب در نظر گرفته شده است که دو بخش الکتریسیته و غیرالکتریسیته را شامل می شود. این کالای مرکب با سرمایه ترکیب می شود و کالای مرکب سرمایه-انرژی را به دست می دهد. یکی از مهمترین ویژگی های الگوی GTAP-E، آن است که صنایع می توانند سرمایه و انرژی را در فرایند تولید جانشین یکدیگر نمایند. همچنین این صنایع می توانند نوع سوخت مصرفی خود را بر مبنای قیمت های رایج، تغییر دهند.

در این الگو، تعیین مسیر زمانی انتشار گاز CO₂ و سایر متغیرهای اقتصادی در بعد ملی، منطقه ای و جهانی امکان پذیر است و اثرات سیاست های اقتصادی و تکنانه های مختلف بر هزینه ها و اثرات توزیعی آن بین مناطق و بخش های مختلف اقتصادی، قابل تفکیک است. الگوی GTAP-E- Power تعمیمی از الگوی GTAP-E محسوب می شود که انتشار آلاینده دی اکسید کربن را پوشش داده و شامل تکنولوژی های پیشرفته ای جهت تولید الکتریسیته است که به شدت در تحلیل سیاست های زیست محیطی/انرژی تأثیرگذار می باشد. بخش های مختلف در الگوی GTAP-E- Power مشابه الگوی GTAP-E است، اما در مورد تکنولوژی های تولید الکتریسیته، تفاوت وجود دارد. نمودار (۱) چارچوب مدل سازی بخش الکتریسیته را با جزئیات در این الگو تشریح می کند که توسط پترز (۲۰۱۶)، ارائه شده است.



نمودار ۱: ساختار تولید برق در الگوی GTAP-E-Power

(منبع: نونگ، ۲۰۲۰)

در کل اقتصاد، بخش برق شامل تولید، توزیع و انتقال است که تولید برق بر اساس دو فناوری بار پایه و بار پیک صورت می‌گیرد. تولید بار پایه با استفاده از نهاده‌های مختلف مانند انرژی هسته‌ای، زغال سنگ، گاز، نفت، انرژی برقی، توربین‌های بادی و دیگر منابع، انجام می‌شود. بار پیک نیز توسط نهاده‌هایی مانند نفت خام، گاز، انرژی خورشیدی و آبی تولید می‌شود. چارچوب قیمت‌گذاری یکسانی برای ترکیب برق بار پیک اعمال می‌شود. به دلیل اینکه برق بار پایه و بار پیک برای مقاصد مختلف مصرف می‌شود، مانند زمان‌های مختلف روز، هفته و فصول، هیچ جایگزینی بین این دو کالای مرکب وجود ندارد. به همین دلیل، تقاضای کل برق برای ترکیب بار پایه و بار پیک بدون هیچ جایگزینی شکل می‌گیرد (نونگ، ۲۰۲۰).

در الگوی GTAP-E-Power، یک قیمت کربن بر سوخت‌های فسیلی وضع و اخذ می‌شود. در نتیجه، کربن منتشرشده توسط خانوار، بنگاه‌ها و دولت نیز مشمول قیمت کربن وضع شده هستند. بر این اساس، همه بخش‌های صنعتی بدون هیچ‌گونه امکان حذف صنایع هدفمند، مشمول مالیات کربن یا طرح مبادله آلاینده‌ها هستند.

برای مطالعه بیشتر در معادلات مدل GTAP، به فصل دوم کتاب هرتل^۱ (۱۹۹۷)، معادلات مربوط به پویایی‌های مدل، به فصل دوم کتاب ایانچوچینا و والمزلی^۲ (۲۰۱۲)، معادلات مدل GTAP-E، مقاله بورنیاکس و ترونک^۳ (۲۰۰۲) و مقاله مک دوگال و گلوب^۴ (۲۰۰۷)، و برای معادلات مدل GTAP-E-POWER، به مقاله پترز^۵ (۲۰۱۶) ارجاع داده می‌شود.

در این پژوهش برای حل مدل، از نرم افزار RunDynam استفاده شده است. این نرم‌افزار برای اجرای سیاست‌ها و پیش‌بینی‌ها با مدل‌های پویای بازگشتی و سایر مدل‌های پویای GTAP مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. داده‌ها، مجموعه‌ها، تجمیع و سناریوها

در این مطالعه، داده‌های مورد نیاز برای شبیه‌سازی از نسخه ۱۰ پایگاه داده GTAP گرفته شده است که در سال ۲۰۲۰ انتشار یافته و شامل ۱۴۱ منطقه و ۶۵ بخش است. سال ۲۰۱۴ به عنوان سال مبنا در نظر گرفته شده است. بر اساس اهداف پژوهش، ۱۴۱ منطقه به ۵ منطقه شامل کشورهای توسعه‌یافته (developed)، کشورهای با درآمد بالا (high)، کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط (upm)، کشورهای با درآمد پایین‌تر از متوسط (lwm) و کشورهای با درآمد پایین (low)، دسته‌بندی شده‌اند. این تقسیم‌بندی براساس درآمدسرانه و طبق تقسیم‌بندی ۲۰۲۱ بانک جهانی می‌باشد. ۶۵ بخش به ۱۴ بخش شامل کشاورزی، زغال‌سنگ، نفت، گاز، فرآورده‌های نفتی، صنعت با شدت انرژی پایین، صنعت با شدت انرژی بالا، توزیع و انتقال برق، الکتریسیته حاصل از زغال‌سنگ با بار پیک، الکتریسیته حاصل از نفت و گاز با بار پیک، الکتریسیته حاصل از تجدیدپذیر با بار پیک، الکتریسیته حاصل از زغال‌سنگ با بار پایه، الکتریسیته حاصل از نفت و گاز با بار پایه، الکتریسیته حاصل از انرژی‌های تجدیدپذیر با بار پایه و خدمات تجمیع شده است. مدل دارای ۵ عامل تولید است که عبارتند از: زمین، نیروی کار ماهر، نیروی کار غیرماهر، سرمایه و منابع طبیعی.

به منظور بررسی آثار مالیات کربن بر صنایع در مناطق مورد نظر، یک مجموعه سناریو برای هر منطقه اعمال شده است. این سناریوها براساس مطالعات گذشته و داده‌های جمع‌آوری شده در گزارش آژانس بین‌المللی انرژی در سال ۲۰۲۱ انجام شده است. براساس این گزارش، اثرات سیاست بر گروه کشورها و شاخص‌های مورد نظر تا سال ۲۰۵۰ بررسی شد. سناریوهای ذکر شده که برای هر منطقه به صورت جداگانه اعمال شد، بدین شرح است:

براساس قیمت دی‌اکسیدکربن معرفی شده در گزارش آژانس بین‌المللی انرژی، کشورهای توسعه‌یافته که دارای اقتصادهای پیشرفته‌تری هستند، در سال ۲۰۵۰ به مالیات هدف به مقدار ۲۵۰

1. Hertel (1997)

2. Ianchovichina & Walmsley (2012)

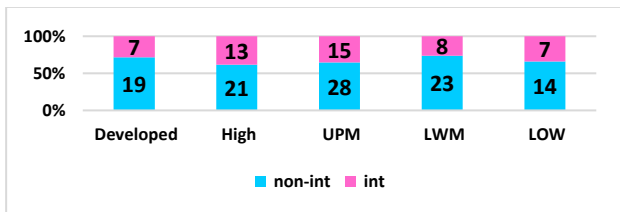
3. Burniaux & Truong (2002)

4. McDougall & Golub (2007)

5. Peters (2016)

6. Net Zero by 2050 A Roadmap for the Global Energy Sector

دلار در تن خواهند رسید. کشورهای با درآمد بالا مانند آمریکا که از اقتصادهای بزرگ دنیا محسوب می‌شود، مالیات ۲۰۰ دلار در تن و کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط مانند چین و روسیه، مالیات ۱۵۰ دلار در تن را عملی خواهند کرد. در کشورهای با درآمد کمتر از متوسط مانند ایران این مقدار، به ۱۰۰ دلار در تن در سال ۲۰۵۰ افزایش خواهد یافت. همچنین سطح مالیات در اقتصادهای با درآمد کم، از تمامی گروه‌ها پایین‌تر بوده و به میزان ۵۵ دلار در تن خواهد رسید.



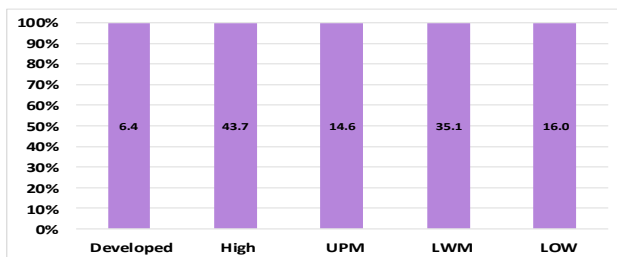
نمودار ۲: سهم بخش‌های انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر از تولید ناخالص داخلی در هر گروه (مأخذ: یافته‌های پژوهش)

در نمودار (۲)، سهم بخش‌های انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر در تولید ناخالص داخلی مناطق آورده شده است. با مقایسه گروه کشورها با هم در بخش‌های انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر متوجه می‌شویم که سهم این دو بخش در gdp کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط نسبت به سایر گروه‌ها بیشتر است. براساس جدول (۱)، میزان کربن منتشر شده از این دو بخش در این گروه بیش از سایر مناطق است و کارایی انرژی نیز در بالاترین میزان نسبت به سایر گروه‌ها قرار دارد. بعد از آن، در کشورهای با درآمد بالا، دو بخش انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر در مجموع سهم بالاتری در gdp دارند. کمترین سهم بخش‌های انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر در تولید ناخالص داخلی بین گروه‌ها، مربوط به کشورهای با درآمد کم است. این کشورها به لحاظ انتشار کربن نیز کمترین میزان را به خود اختصاص داده‌اند و کارایی انرژی در بخش غیرانرژی‌بر این کشورها کمتر از سایر مناطق است اما در بخش انرژی‌بر، دارای بالاترین میزان کارایی می‌باشند.

جدول ۱: آمار توصیفی به تفکیک بخش در هر گروه

متغیر	انتشار کربن (میلیون تن)		شدت انتشار کربن (کیلوگرم بر دلار)		کارایی انرژی	
	انرژی‌بر	غیرانرژی‌بر	انرژی‌بر	غیرانرژی‌بر	انرژی‌بر	غیرانرژی‌بر
توسعه‌یافته	۶۱۷	۳۲۸	۰.۱	۰.۰۲	۱۶.۹	۳۵۲.۹
درآمد بالا	۲۶۰.۵	۹۰.۵	۰.۲۱	۰.۰۵	۹	۱۳۸
درآمد بالاتر از متوسط	۲۳۳۵	۴۵۱.۳	۰.۳۲	۰.۰۳	۱۷.۱	۲۶۱.۲
درآمد کمتر از متوسط	۵۹۰	۱۱۵.۵	۰.۶۲	۰.۰۴	۹.۳	۱۷۵.۱
درآمد کم	۲۴.۱۴	۹.۰۷	۰.۳۶	۰.۰۷	۲۶	۱۳۷.۲

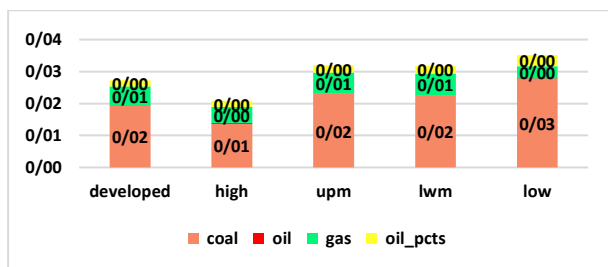
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)



نمودار ۳: سهم سوخت‌های فسیلی از واردات در هر منطقه
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

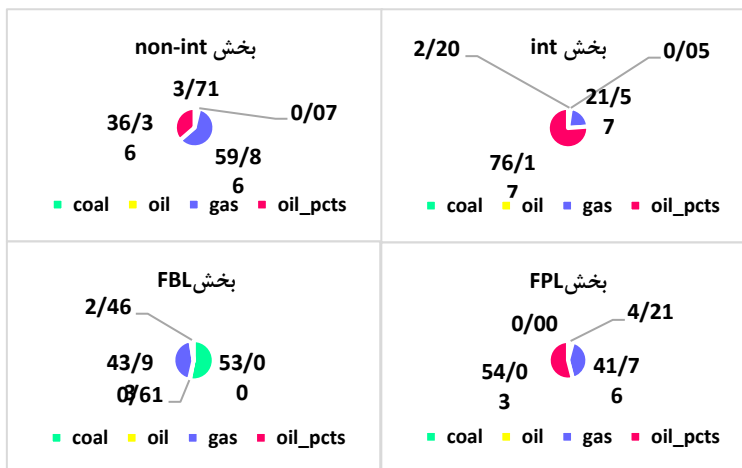
نمودار (۳)، سهم سوخت‌های فسیلی در واردات مناطق را نشان می‌دهد. بر این اساس، کشورهای با درآمد بالا در مقایسه با سایر گروه‌ها، سهم بیشتری از واردات خود را به سوخت‌های فسیلی اختصاص داده‌اند و بعد از آن، کشورهای با درآمد کمتر از متوسط با سهم ۳۵ درصدی از واردات قرار دارند. کشورهای توسعه‌یافته نیز با اختصاص تنها ۶ درصد از واردات خود به سوخت‌های فسیلی، کمترین میزان واردات این سوخت‌ها را نسبت به سایر گروه‌ها دارند.

نمودار (۴)، نشان دهنده مقدار کربن منتشر شده از سوخت‌های فسیلی در بخش‌های مختلف هر گروه است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بالاترین میزان کربن منتشر شده در تمام گروه‌ها متعلق به زغال‌سنگ است و در بین گروه‌ها، کشورهای با درآمد کم، بیشترین کربن منتشر شده از زغال‌سنگ را دارند. سپس گاز به عنوان دومین حامل انرژی با انتشار کربن بالا قرار دارد که در گروه کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط و توسعه‌یافته و با درآمد کمتر از متوسط، بیش از دو گروه با درآمد بالا و درآمد کم است. بعد از آن نیز فرآورده‌های نفتی قرار می‌گیرد. نفت با کمترین میزان کربن منتشر شده در رتبه آخر قرار دارد.



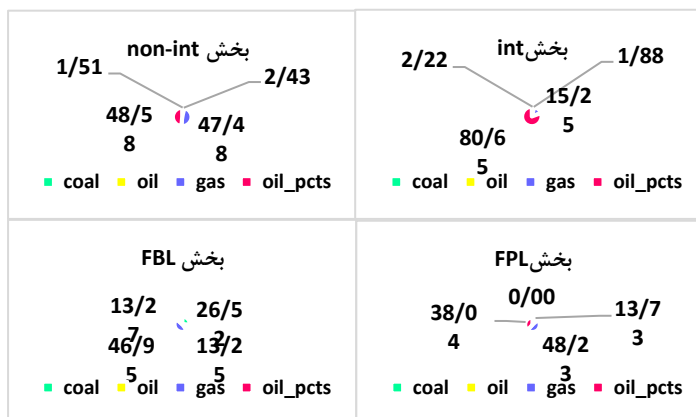
نمودار ۴: مقدار کربن منتشر شده از هر واحد سوخت فسیلی در هر گروه
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

در ادامه، نمودارهای ۵ تا ۹ سهم سوخت‌های فسیلی در بخش‌های انرژی‌بر، غیرانرژی‌بر و در تولید الکتریسیته حاصل از سوخت‌های فسیلی در بار پیک (FBL) و بار پایه (FPL) را برای مناطق نشان می‌دهد.



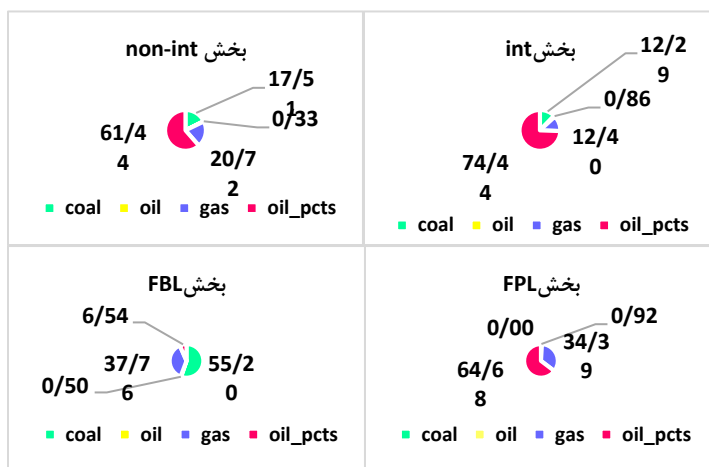
نمودار ۵: سهم هر سوخت از کل سوخت‌های فسیلی در بخش‌های گروه توسعه‌یافته
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

در نمودار (۵) که بر اساس داده‌های سال ۲۰۱۴ منطقه developed به‌دست آمده است، ملاحظه می‌شود که در بخش انرژی‌بر، فرآورده‌های نفتی و در بخش غیرانرژی‌بر، گاز بیشترین مصرف را در بین سوخت‌های فسیلی داشته است. برق تولیدی از سوخت‌های فسیلی در بار پیک (FPL)، فرآورده‌های نفتی بیشتر و در بار پایه (FBL)، زغال‌سنگ بیشتری مصرف کرده است.



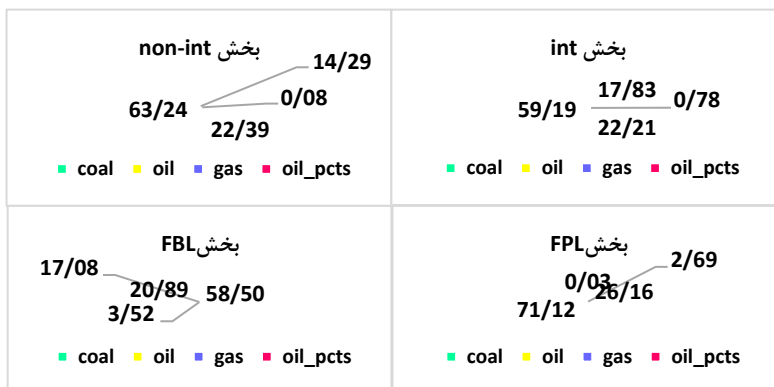
نمودار ۶: سهم هر سوخت از کل سوخت‌های فسیلی در بخش‌های گروه درآمد بالا
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

نمودار (۶)، نشان می‌دهد که در کشورهای با درآمد بالا در هر دو بخش انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر، فرآورده‌های نفتی بالاترین مصرف را دارد و بعد از آن، گاز قرار دارد. برای تولید برق از سوخت‌های فسیلی در بار پیک و در بار پایه، گاز بیشترین مصرف را دارد.



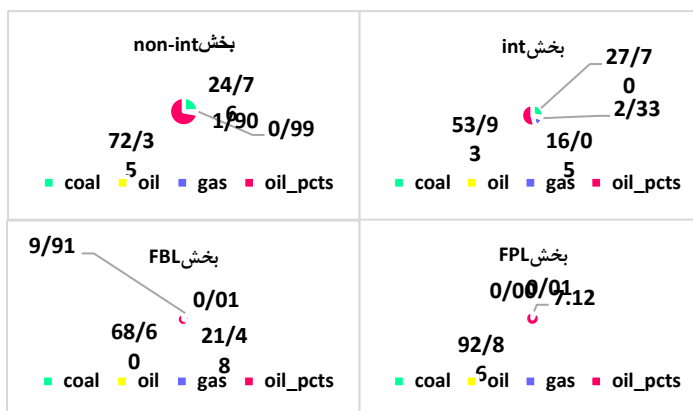
نمودار ۷: سهم هر سوخت از کل سوخت‌های فسیلی در بخش‌های گروه درآمد بالاتر از متوسط (مأخذ: یافته‌های پژوهش)

بر اساس نمودار (۷)، می‌بینیم که در گروه با درآمد بالاتر از متوسط، فرآورده‌های نفتی با بیش از ۷۴ درصد، پرمصرف‌ترین سوخت فسیلی در بخش انرژی‌بر است. همچنین در بخش غیرانرژی‌بر و در تولید برق در بار پیک نیز بیشترین مصرف را دارد. برق تولیدی در بار پایه، بیشتر با مصرف زغال‌سنگ تأمین می‌شود. گاز نیز به عنوان دومین سوخت پرمصرف در این بخش است.



نمودار ۸: سهم هر سوخت از کل سوخت‌های فسیلی در بخش‌های گروه درآمد کمتر از متوسط (مأخذ: یافته‌های پژوهش)

برای گروه کشورهای با درآمد کمتر از متوسط که در نمودار (۸) نشان داده شده است، در بخش انرژی بر و غیرانرژی بر و در برق تولیدی از سوخت های فسیلی در بار پیک، فرآورده های نفتی بیشترین مصرف را نسبت به دیگر سوخت های فسیلی دارد و برای تولید برق در بار پایه زغال سنگ مصرف بالاتری دارد.

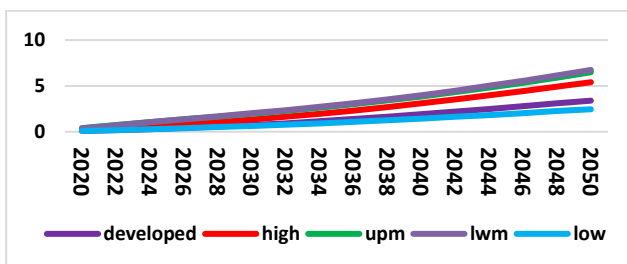


نمودار ۹: سهم هر سوخت از کل سوخت های فسیلی در بخش های گروه با درآمد کم (مأخذ: یافته های پژوهش)

براساس داده های مربوط به گروه با درآمد کم در نمودار (۹)، فرآورده های نفتی به عنوان پرمصرف ترین سوخت در بخش های انرژی بر، غیرانرژی بر و در برق تولید شده از سوخت های فسیلی در بار پایه (FBL) و در بار پیک (FPL) می باشد که با اختلاف زیادی در زمان پیک، بیش از ۹۰ درصد برق تولیدی، از فرآورده های نفتی تأمین می شود.

۵. یافته ها و نتایج

در این بخش، اثرات سناریوهای ذکر شده را بر شاخص های قیمت، واردات، صادرات و تولید بخش های انرژی بر و غیرانرژی بر در هر کدام از مناطق بررسی می کنیم. نتایج به صورت نمودارهایی در ادامه آورده شده است.

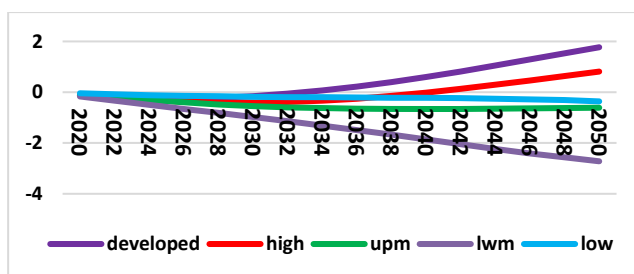


نمودار ۱۰: اثر مالیات کربن بر قیمت بازاری کالاهای بخش انرژی بر (مأخذ: یافته های پژوهش)

همان‌طور که انتظار می‌رود، با اعمال مالیات کربن، قیمت کالاهای با شدت انرژی بالا در تمام مناطق افزایش یافته است که به دلیل کاهش تقاضای سوخت‌های فسیلی و حامل‌های انرژی است. به این ترتیب، ابتدا کشورهای با درآمد کمتر از متوسط و با درآمد بالاتر از متوسط، افزایش قیمت بیشتری را تجربه می‌کنند، که در این مورد می‌توان گفت، از آنجایی که در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط و درآمد کمتر از متوسط، سهم زغال‌سنگ در بخش صنعت با شدت انرژی بالا، نسبتاً بیشتر از دو گروه با درآمد بالا و توسعه‌یافته است و افزایش قیمتی که برای زغال‌سنگ بعد از اعمال مالیات اتفاق می‌افتد، بیش از سایر سوخت‌های فسیلی است، بنابراین، قیمت در بخش انرژی بر برای این دو گروه بیشتر افزایش می‌یابد.

بعد از آن، گروه کشورهای با درآمد بالا، توسعه‌یافته و در آخر با درآمد پایین قرار دارد. در این ارتباط می‌توان گفت، کشورهای با درآمد پایین به دلیل مالیات کربن کمتری که اعمال می‌شود، افزایش قیمت کمتری را تجربه می‌کنند؛ اما تنها قیمت مالیات کربن بر روی این مسئله اثرگذار نیست، چرا که کشورهای توسعه‌یافته، بالاترین شوک مالیات را تجربه می‌کنند؛ ولی میزان افزایش قیمت در آنها، تنها کمی بالاتر از کشورهای با درآمد پایین است.

می‌توان گفت به دلیل جایگزینی بیشتر و بهتری که برای سوخت‌های فسیلی در کشورهای توسعه‌یافته وجود دارد و همچنین فناوری پاک‌تری که نسبت به سایر کشورها دارند، افزایش قیمت بالایی در این گروه اتفاق نمی‌افتد. از طرفی، سهم واردات کشورها از سوخت‌های فسیلی، یکی از عوامل دیگری است که بر قیمت کالاهای با شدت انرژی بالا اثرگذار است. گروه کشورهای با درآمد پایین‌تر از متوسط، دومین گروه در واردات سوخت‌های فسیلی است. بنابراین، افزایش قیمت این سوخت‌ها بر قیمت کالاهای با شدت انرژی بالا، تأثیر مهمی می‌گذارد.

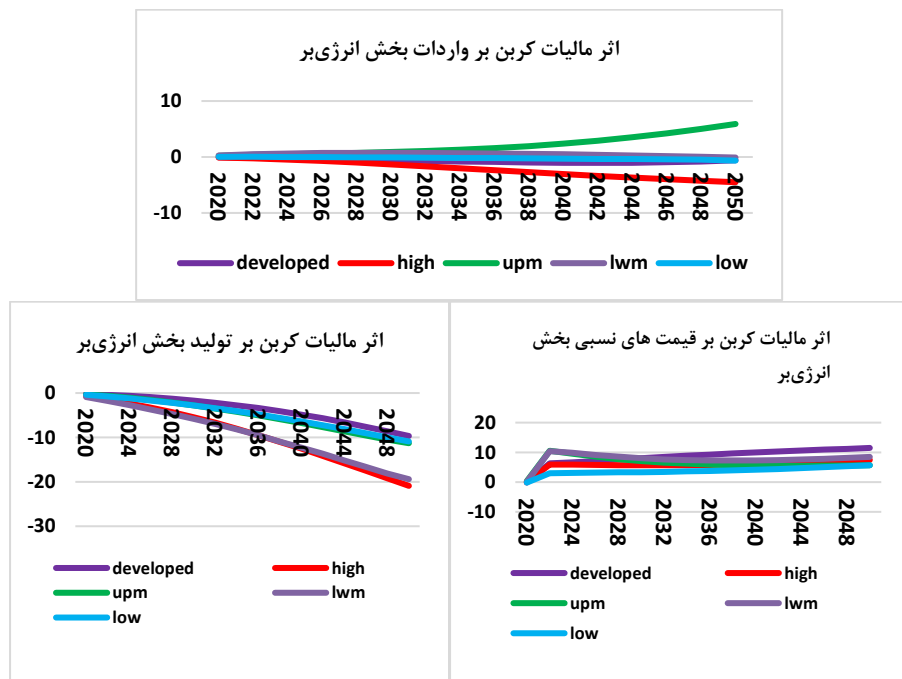


نمودار ۱۱: اثر مالیات کربن بر قیمت بازاری کالاهای بخش غیرانرژی‌بر

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که مشاهده می‌شود، کاهش قیمت کالاهای با شدت انرژی پایین در گروه کشورهای با درآمد کمتر از متوسط، بیش از سایر کشورها اتفاق افتاده است. این مسئله به دلیل کاهش قیمت عوامل اولیه تولید و کالاهای واسطه رخ می‌دهد. از آنجایی که این گروه از واردکنندگان عمده سوخت‌های فسیلی محسوب می‌شد و بالاترین افزایش قیمت را در گروه کالاهای انرژی‌بر تجربه می‌کرد، بنابراین، با اعمال مالیات، کاهش قیمت بیشتری در کالاهای غیرانرژی‌بر اتفاق می‌افتد.

چهار گروه دیگر در سال‌های اولیه با شیب ملایمی در جهت کاهش پیش می‌روند؛ اما هر چه جلوتر می‌رویم در گروه کشورهای توسعه‌یافته و با درآمد بالا، روند صعودی در قیمت اتفاق می‌افتد. در توجیه این مسئله می‌توان گفت، از آنجایی که با اعمال مالیات کربن کالاهای غیرانرژی‌بر به دلیل قیمت پایین‌تر جایگزین کالاهای انرژی‌بر می‌شوند، بنابراین، در سال‌های منتهی به ۲۰۵۰ با افزایش تقاضا، شاهد افزایش قیمت در این گروه از کالاها هستیم.

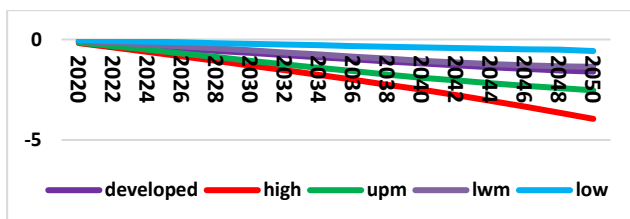


نمودار ۱۲: اثر مالیات کربن بر واردات، قیمت‌های نسبی و تولید بخش انرژی‌بر
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

از آنجایی که بعد از اجرای مالیات کربن، قیمت سوخت‌های فسیلی در مراحل اولیه افزایش یافته است، بنابراین، واردات آن به‌خصوص در سال‌های اولیه با کاهش روبرو خواهد شد؛ اما گروه کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط و پایین‌تر از متوسط، در سال‌های اولیه، اندکی افزایش را تجربه می‌کنند. کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط، با شیب صعودی، افزایش واردات در این بخش را تا سال ۲۰۵۰ در پیش می‌گیرند.

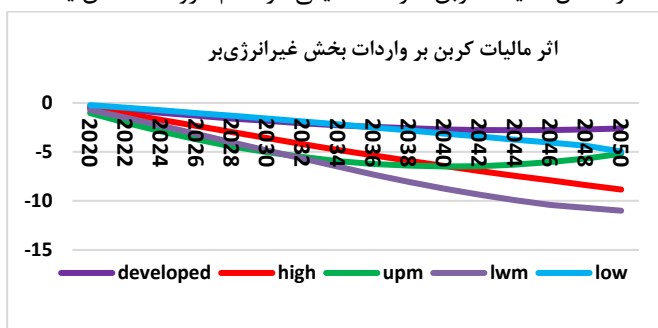
می‌توان گفت که با کاهش تولید، ممکن است واردات کاهش یابد، اما گاهی برای برطرف کردن نیاز داخلی، احتیاج به افزایش واردات است؛ ولی گروه با درآمد پایین‌تر از متوسط با شیب نزولی و در جهت کاهش واردات، این مسیر را ادامه می‌دهد، که بر اثر کاهش قیمت‌های نسبی در این گروه،

اتفاق می‌افتد. در مجموع با توجه به کاهش تولید در این بخش و کاهش درآمد حقیقی، به‌طور متوسط کاهش در واردات را مشاهده می‌کنیم.



نمودار ۱۳: اثر مالیات کربن بر درآمد حقیقی
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

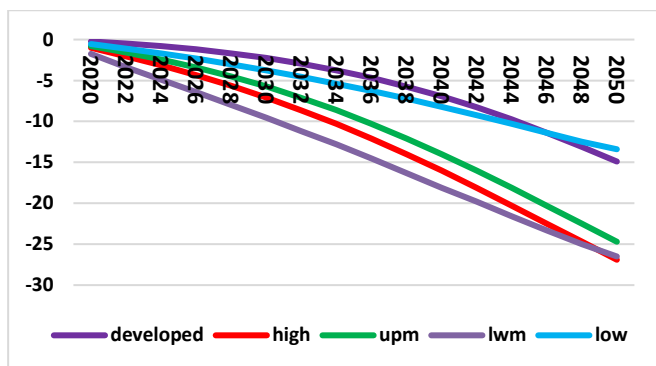
بعد از اعمال مالیات کربن، درآمد حقیقی در تمام گروه‌ها کاهش یافته است.



نمودار ۱۴: اثر مالیات کربن بر واردات، قیمت‌های نسبی و تولید بخش غیرانرژی
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

نمودار (۱۴)، نشان می‌دهد که واردات بخش با شدت انرژی پایین در تمام گروه‌ها کاهش یافته است. این اتفاق به این دلیل رخ می‌دهد که به‌طور متوسط، تولید در بخش با شدت انرژی پایین در

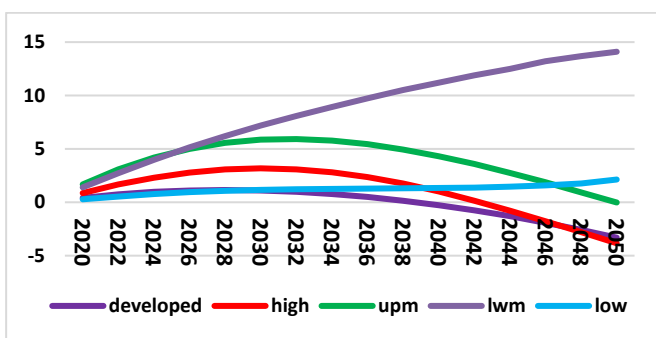
تمام گروه‌ها کاهش یافته است و با کاهش تولید، به کالاهای واسطه کمتری نیاز است و درآمد حقیقی نیز کاهش داشته است.



نمودار ۱۵: اثر مالیات کربن بر صادرات بخش انرژی بر

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که در نمودار (۱۲) مشاهده شد، به دلیل کاهش تولید در بخش انرژی کشورهای با درآمد کمتر از متوسط، با درآمد بالا و بالاتر از متوسط، صادرات در این بخش، کاهش می‌یابد. از آنجایی که این کشورها صادرکننده عمده انرژی هستند، بنابراین، بیشترین تأثیر را از افزایش قیمت ناشی از مالیات می‌بینند. گروه‌های با درآمد پایین و توسعه‌یافته نسبت به سه گروه دیگر، کاهش کمتری در تولید تجربه می‌کنند و بنابراین، صادرات نیز کمتر کاهش می‌یابد.



نمودار ۱۶: اثر مالیات کربن بر صادرات بخش غیرانرژی بر

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

بعد از اجرای مالیات کربن، با افزایش صادرات در صنعت با شدت انرژی پایین مخصوصاً در سال‌های اولیه روبرو هستیم. این افزایش همان‌طور که در نمودار مشاهده می‌شود، در گروه کشورهای با درآمد کمتر از متوسط، بیش از سایر گروه‌ها است و تا سال ۲۰۵۰ به صورت صعودی ادامه دارد. از

آنجایی که قیمت نسبی کالاهای غیرانرژی بر در این گروه کاهش یافته است، بنابراین، قدرت رقابت‌پذیری در سطح بین‌المللی افزایش می‌یابد و منجر به افزایش صادرات می‌گردد. کشورهای با درآمد پایین نیز با شیب ملایمی این مسیر را در جهت افزایش تا سال ۲۰۵۰ طی می‌کنند که به دلیل کاهش با شیب کم در قیمت‌های نسبی اتفاق می‌افتد؛ اما سه گروه با درآمد بالاتر از متوسط و با درآمد بالا و توسعه‌یافته، ابتدا به صورت صعودی و پس از مدتی، با شیب نزولی پیش می‌روند که این اتفاق به دلیل کاهش در تولید بخش غیرانرژی بر و افزایش قیمت‌های نسبی رخ می‌دهد.

۶. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، برای بررسی اثری که مالیات کربن بر صنایع کشورهای مختلف دارد، ابتدا کشورهای دنیا به ۵ منطقه براساس معیار بانک جهانی تجمیع شد و سپس سناریوهای سیاستی براساس گزارش آژانس بین‌المللی انرژی^۱ در هر منطقه اجرا گردید. برای مدل‌سازی، از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا استفاده شد تا بتوان به نتایج دقیق‌تری دست یافت و سپس با حل مدل، پیامدهای مهم صنعتی حاصل شد.

نتایج حاکی از آن است که اجرای مالیات کربن در تمامی مناطق، افزایش قیمت کالاهای با شدت انرژی بالا را به دنبال دارد. این یافته‌ها نتایج مطالعه مشهودی رجبی^۲ (۲۰۲۳) را تأیید می‌کند که نشان داد مالیات کربن در استرالیا، قیمت محصولات صنعتی را افزایش می‌دهد. قیمت کالاهای با شدت انرژی پایین در دو گروه توسعه‌یافته و با درآمد بالا، افزایش می‌یابد که با توجه به اینکه استرالیا از کشورهای با درآمد بالا است، بنابراین، مطالعه مشهودی رجبی (۲۰۲۳)، این نتایج را نیز پشتیبانی می‌کند؛ اما در سه گروه دیگر، شاهد کاهش قیمت کالاهای با شدت انرژی پایین هستیم.

براساس آنچه انتظار می‌رفت، تولید در بخش انرژی بر و غیرانرژی بر به‌طور متوسط کاهش می‌یابد. این نتایج توسط نونگ و همکاران (۲۰۲۱) پشتیبانی می‌شود که نشان داد، مالیات کربن سطح تولید را در تمامی بخش‌ها از جمله صنایع و بخش‌های انرژی بر در تمامی اقتصادها کاهش می‌دهد. همچنین یافته‌های ویسه و همکاران (۲۰۱۷) نیز با این نتایج مطابقت دارد. آنها بیان کردند که با اعمال مالیات کربن، تولید در کشورهای پردرآمد و کم‌درآمد کاهش می‌یابد.

واردات در بخش انرژی بر، بجز گروه کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط، برای سایر گروه‌ها کاهش می‌یابد. در این مورد می‌توان گفت، به دلیل اجرای مالیات کربن و کاهش تولید، برای رفع نیازهای داخلی، احتیاج به افزایش واردات است. بنابراین، شاهد افزایش واردات بعد از اجرای مالیات کربن در گروه با درآمد بالاتر از متوسط هستیم. واردات در بخش غیرانرژی بر نیز در تمام گروه‌ها کاهش یافت.

1. Net Zero by 2050 A Roadmap for the Global Energy Sector

2. Mashhadi Rajabi (2023)

به دنبال افزایش هزینه‌ها پس از اعمال مالیات صادرات در بخش انرژی بر کاهش یافت و در بخش غیرانرژی‌بر، به طور متوسط افزایش یافت.

از آنجایی که در هر دو بخش انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر، برای گروه با درآمد بالا، به طور متوسط با کاهش صادرات روبرو هستیم، بنابراین، یافته‌های این مطالعه نتایج چرنیوچان و نجار (۲۰۲۲) برای کانادا را که در گروه کشورهای با درآمد بالا قرار می‌گیرد، تأیید می‌کند. آنها در مطالعه خود، به این نتیجه رسیدند که مقررات زیست‌محیطی، حجم صادرات را کاهش می‌دهد؛ اما مطالعه خواستار و همکاران (۲۰۲۰)، نشان داد که مالیات کربن منجر به افزایش صادرات در فنلاند به عنوان کشوری توسعه‌یافته می‌شود. نتایج ما به طور متوسط، کاهش در صادرات صنایع انرژی‌بر و غیرانرژی‌بر را در گروه کشورهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد.

از نتایج این پژوهش و مطالعاتی که تاکنون صورت گرفته است، می‌توان دریافت که آنچه در پیامدهای حاصل از اجرای مالیات کربن تعیین کننده است، منطقه و کشور اجرا کننده سیاست می‌باشد. اگرچه مطالعات مختلفی به بررسی اثر این سیاست در اقتصادهای مختلف پرداخته‌اند، اما تا جایی که می‌دانیم هیچ مطالعه‌ای معیار درآمد سرانه را در مدل‌سازی خود لحاظ نکرده بود. بر این اساس، سیاست‌گذاران با توجه به شرایط ملی و منطقه‌ای و با آگاهی از تأثیرات احتمالی سیاست، می‌توانند مفروضاتی را در طراحی و اجرای سیاست لحاظ کنند تا با کاهش اثرات منفی به شرایط کارآمد و مناسبی در اجرای مالیات کربن دست یابند. در این صورت، علاوه بر کاهش خسارت‌های زیست‌محیطی و اقتصادی، می‌توان از دستیابی به رشد اقتصادی و بهبود ساختار صنعتی نیز حمایت کرد؛ در حالی که در راستای اهداف توافق‌نامه‌های بین‌المللی، برای کاهش تغییرات آب و هوا نیز پیش می‌روند.

از جمله تعهدات بین‌المللی مهمی که در حال حاضر توسط اتحادیه اروپا و تعدادی از کشورهای دنیا برای کاهش بحران‌های آب و هوایی در پیش گرفته شده است، استراتژی انتشار خالص صفر است. نتایج به دست آمده در این پژوهش نیز در راستای اهداف انتشار خالص صفر می‌باشد. این تعهد، یک برنامه بلندمدت از سوی آژانس بین‌المللی انرژی با هدف دستیابی همه کشورها به منابع انرژی پاک و مقرون به صرفه برای تقویت رشد اقتصادی تا سال ۲۰۵۰ است.

بر اساس نتایج پژوهش، مشاهده شد که با توجه به تفاوت‌های مناطق، تأثیرات کلان اقتصادی در صنعت برای مناطق مختلف دنیا متفاوت خواهد بود. بنابراین، یکی از نکات مهم در تلاش برای رساندن انتشار گازهای گلخانه‌ای به صفر، توجه به تفاوت صنایع در کشورهای مختلف و اقدامات هماهنگ دولت‌ها با یکدیگر برای حمایت‌های فنی و مالی در جهت تسریع تحول انرژی پاک و رسیدن به اهداف تعهد است.

از آنجایی که مصرف انرژی عمدتاً به فعالیت‌های تولیدی مخصوصاً تولید از صنایع انرژی‌بر مرتبط است، بنابراین، کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای از صنعت نسبت به برخی از بخش‌های اقتصادی، زمان بیشتری می‌برد. بدین منظور، دولت‌ها باید برنامه‌های منظم و مشخصی را برای جذب سرمایه‌گذاری در بلندمدت ارائه نمایند تا بتوانند صنایع را در جهت استقرار کارآمدترین فناوری‌ها هدایت کنند. همچنین دولت‌هایی که به اجرای سیاست مالیات کربن می‌پردازند، می‌توانند با استفاده از درآمدهای مالیاتی جمع‌آوری شده، به تقویت نوآوری انرژی بپردازند. بنابراین، صنایعی که از منابع انرژی کثیف به عنوان نهاده‌های تولیدی استفاده می‌کنند، با ارتقاء فناوری‌های تولید، علاوه بر کاهش هزینه‌های تولید، در تولید محصولات پاک تخصص می‌یابند.

برای مطالعات آینده، می‌توان براساس تجمیع صورت گرفته در این پژوهش، رقابت‌پذیری صنایع را مورد بررسی قرار داد. همچنین می‌توان برای کاهش اثرات منفی حاصل از مالیات، اثر برخی از سیاست‌های مکمل مانند بازیافت درآمد را بر صنایع بررسی کرد.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

References

- Allan, G., Lecca, P., McGregor, P., & Swales, K. (2014). The economic and environmental impact of a carbon tax for Scotland: A computable general equilibrium analysis. *Ecological economics*, 100, 40-50. 10.1016/j.ecolecon.2014.01.012.
- An, Y., & Zhai, X. (2020). SVR-DEA model of carbon tax pricing for China's thermal power industry. *Science of the Total Environment*, 734, 139438. 10.1016/j.scitotenv.2020.139438.
- An, Y., Zhou, D., Wang, Q., Shi, X., & Taghizadeh-Hesary, F. (2022). Mitigating size bias for carbon pricing in small Asia-Pacific countries: Increasing block carbon tax. *Energy Policy*, 161, 112771. 10.1016/j.enpol.2021.112771.
- Balaghi inalo, Y., Nejati, M., Bahmani, M., & Jalaei, S. A. (2023). Economic and environmental effects of the trade access letter of Iran and the Eurasian Economic Union: GDyn-E characteristics. *Environmental Science and Technology*, 1(1), 141. [In Persian]
- Bouckaert, S., Pales, A. F., McGlade, C., Remme, U., Wanner, B., Varro, L., ... & Spencer, T. (2021). *Net Zero by 2050: A Roadmap for The Global Energy Sector*. International Energy Agency.
- Brockmeier, M. (2001). A graphical exposition of the GTAP model (No. 1236-2016-101374). 10.21642/GTAP.TP08.
- Burniaux, J. M., & Truong, T. P. (2002). GTAP-E: An energy-environmental version of the GTAP model. *GTAP Technical Papers*. 18. 10.21642/GTAP.TP16.
- Cao, J., Dai, H., Li, S., Guo, C., Ho, M., Cai, W., ... & Zhang, X. (2021). The general equilibrium impacts of carbon tax policy in China: A multi-model comparison. *Energy Economics*, 99, 105284. 10.1016/j.eneco.2021.105284.
- Chen, S. (2013). What is the potential impact of a taxation system reform on carbon abatement and industrial growth in China?. *Economic systems*, 37(3), 369-386. 10.1016/j.ecosys.2013.03.001.
- Chen, Q., Zha, D., & Salman, M. (2022). The influence of carbon tax on CO2 rebound effect and welfare in Chinese households. *Energy Policy*, 168, 113103. 10.1016/j.enpol.2022.113103.
- Cherniwchan, J., & Najjar, N. (2022). Do environmental regulations affect the decision to export?. *American Economic Journal: Economic Policy*, 14(2), 125-160. 10.1257/pol.20200290.
- Freire-González, J., & Ho, M. S. (2019). Carbon taxes and the double dividend hypothesis in a recursive-dynamic CGE model for Spain. *Economic Systems Research*, 31(2), 267-284. 10.1080/09535314.2019.1568969
- Fu, K., Li, Y., Mao, H., & Miao, Z. (2023). Firms' production and green technology strategies: The role of emission asymmetry and carbon taxes. *European Journal of Operational Research*, 305(3), 1100-1112. 10.1016/j.ejor.2022.06.024.

- Fu, M., Gu, L., Zhen, Z., Sun, M., & Tian, L. (2020). Optimal carbon tax income distribution and health welfare spillover effect based on health factors. *Applied Energy*, 276, 115475. 10.1016/j.apenergy.2020.115475.
- Guo, Y., & Qin, Z. (2023). Impact of carbon tax on energy sector segmentation under different closures: A case study of China via CGE model. *Energy Reports*, 9, 500-510. 10.1016/j.egy.2023.04.206.
- Hájek, M., Zimmermannová, J., Helman, K., & Rozenský, L. (2019). Analysis of carbon tax efficiency in energy industries of selected EU countries. *Energy Policy*, 134, 110955. 10.1016/j.enpol.2019.110955.
- Hertel, T. W. (1997). *Global Trade Analysis: Modeling and Applications*. Cambridge university press. 10.1017/CBO9781139174688.
- Hertel, T. W., Peterson, E. B., Surry, Y., Preckel, P. V., & Tsigas, M. E. (1990). Implicit additivity as a strategy for restricting the parameter space in CGE models (No. 1974-2018-2312). 10.22004/ag.econ.270868.
- Hertel, T. W., & Tsigas, M. E. (1997). *Structure of GTAP. Global Trade Analysis: Modeling and Applications*. Cambridge University Press , 13-73.
- Hillebrand, E., & Hillebrand, M. (2023). Who pays the bill? Climate change, taxes, and transfers in a multi-region growth model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 104695. 10.1016/j.jedc.2023.104695.
- Hinterlang, N., Martin, A., Röhe, O., Stähler, N., & Strobel, J. (2022). Using energy and emissions taxation to finance labor tax reductions in a multi-sector economy. *Energy Economics*, 115, 106381. 10.1016/j.eneco.2022.106381.
- Hu, H., Dong, W., & Zhou, Q. (2021). A comparative study on the environmental and economic effects of a resource tax and carbon tax in China: Analysis based on the computable general equilibrium model. *Energy Policy*, 156, 112460. 10.1016/j.enpol.2021.112460.
- Hu, X., Yang, Z., Sun, J., & Zhang, Y. (2020). Carbon tax or cap-and-trade: Which is more viable for Chinese remanufacturing industry?. *Journal of Cleaner Production*, 243, 118606. 10.1016/j.jclepro.2019.118606.
- Ismail, K., Lubwama, M., Kirabira, J. B., & Sebbit, A. (2023). Development of a sustainable low-carbon footprint for the Greater Kampala Metropolitan Area: The efficacy of a TIMES/CGE hybrid framework. *Energy Reports*, 9, 19-36. 10.1016/j.egy.2022.11.144.
- Ianchovichina, E., & Walmsley, T. L. (Eds.). (2012). *Dynamic Modeling and Applications for Global Economic Analysis*. Cambridge University Press.
- Jia, Z., Lin, B., & Liu, X. (2023). Rethinking the equity and efficiency of carbon tax: A novel perspective. *Applied Energy*, 346, 121347. 10.1016/j.apenergy.2023.121347.
- Khastar, M., Aslani, A., Nejati, M., Bekhrad, K., & Naaranoja, M. (2020). Evaluation of the carbon tax effects on the structure of Finnish industries: A computable general equilibrium analysis. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 37, 100611. 10.1016/j.seta.2019.100611.

- Kumbhakar, S. C., Badunenko, O., & Willox, M. (2022). Do carbon taxes affect economic and environmental efficiency? The case of British Columbia's manufacturing plants. *Energy Economics*, 115, 106359. 10.1016/j.eneco.2022.106359.
- Liang, Q. M., Fan, Y., & Wei, Y. M. (2007). Carbon taxation policy in China: How to protect energy-and trade-intensive sectors?. *Journal of Policy Modeling*, 29(2), 311-333. 10.1016/j.jpolmod.2006.11.001.
- Lin, B., & Jia, Z. (2018). The energy, environmental and economic impacts of carbon tax rate and taxation industry: A CGE based study in China. *Energy*, 159, 558-568. 10.1016/j.energy.2018.06.167.
- Lin, B., & Jia, Z. (2019). How does tax system on energy industries affect energy demand, CO2 emissions, and economy in China?. *Energy Economics*, 84, 104496. 10.1016/j.eneco.2019.104496.
- Liu, N., Yao, X., Wan, F., & Han, Y. (2023). Are tax revenue recycling schemes based on industry-differentiated carbon tax conducive to realizing the "double dividend"? *Energy Economics*, 106814. 10.1016/j.eneco.2023.106814.
- McDougall, R., & Golub, A. (2007). GTAP-E: A revised energy-environmental version of the GTAP model. *GTAP Research Memorandum*, 15.
- Mardones, C. (2022). Pigouvian taxes to internalize environmental damages from Chilean mining- A computable general equilibrium analysis. *Journal of Cleaner Production*, 362, 132359. 10.1016/j.jclepro.2022.132359.
- Matsumoto, S. (2022). How will a carbon tax affect household energy source combination?. *Energy Strategy Reviews*, 40, 100823. 10.1016/j.esr.2022.100823.
- Meng, X., & Yu, Y. (2023). Can renewable energy portfolio standards and carbon tax policies promote carbon emission reduction in China's power industry?. *Energy Policy*, 174, 113461. 10.1016/j.enpol.2023.113461.
- Najjar, N., & Cherniwchan, J. (2021). Environmental regulations and the cleanup of manufacturing: plant-level evidence. *Review of Economics and Statistics*, 103(3), 476-491. 10.1162/rest_a_00904.
- Nong, D. (2020). Development of the electricity-environmental policy CGE model (GTAP-E-Powers): A case of the carbon tax in South Africa. *Energy Policy*, 140, 111375. 10.1016/j.enpol.2020.111375.
- Nong, D., Simshauser, P., & Nguyen, D. B. (2021). Greenhouse gas emissions vs CO2 emissions: Comparative analysis of a global carbon tax. *Applied Energy*, 298, 117223. 10.1016/j.apenergy.2021.117223.
- Ojha, V. P., Pohit, S., & Ghosh, J. (2020). Recycling carbon tax for inclusive green growth: A CGE analysis of India. *Energy Policy*, 144, 111708. 10.1016/j.enpol.2020.111708.
- O'Ryan, R., Nasirov, S., & Osorio, H. (2023). Assessment of the potential impacts of a carbon tax in Chile using dynamic CGE model. *Journal of Cleaner Production*, 403, 136694. 10.1016/j.jclepro.2023.136694.

- Peters, J. C. (2016). GTAP-E-Power: An electricity-detailed economy-wide model. *Journal of Global Economic Analysis*, 1(2), 156-187. 10.21642/JGEA.010204AF.
- Rajabi, M. M. (2023). Carbon tax accompanied by a revenue recycling increases Australia's GDP: A dynamic recursive CGE approach. *Journal of Cleaner Production*, 418, 138187. 10.1016/j.jclepro.2023.138187.
- Ross, M. T. (2018). The future of the electricity industry: Implications of trends and taxes. *Energy economics*, 73, 393-409. 10.1016/j.eneco.2018.03.022.
- Rustico, E., & Dimitrov, S. (2022). Environmental taxation: The impact of carbon tax policy commitment on technology choice and social welfare. *International Journal of Production Economics*, 243, 108328. 10.1016/j.ijpe.2021.108328.
- Shahbaz, M., Topcu, B. A., Sarigül, S. S., & Vo, X. V. (2021). The effect of financial development on renewable energy demand: The case of developing countries. *Renewable Energy*, 178, 1370-1380. 10.1016/j.renene.2021.06.121.
- Sinha, A. (2015). Modeling energy efficiency and economic growth: Evidences from India. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5(1), 96-104
- Tan, R., & Lin, B. (2020). The influence of carbon tax on the ecological efficiency of China's energy intensive industries-A inter-fuel and inter-factor substitution perspective. *Journal of environmental management*, 261, 110252. 10.1016/j.jenvman.2020.110252.
- Tian, X., Dai, H., Geng, Y., Huang, Z., Masui, T., & Fujita, T. (2017). The effects of carbon reduction on sectoral competitiveness in China: A case of Shanghai. *Applied Energy*, 197, 270-278. 10.1016/j.apenergy.2017.04.026.
- Timilsina, G. R., Csordás, S., & Mevel, S. (2011). When does a carbon tax on fossil fuels stimulate biofuels?. *Ecological Economics*, 70(12), 2400-2415. 10.1016/j.ecolecon.2011.07.022.
- Trevino-Martinez, S., Sawhney, R., & Shylo, O. (2022). Energy-carbon footprint optimization in sequence-dependent production scheduling. *Applied Energy*, 315, 118949. 10.1016/j.apenergy.2022.118949.
- Turner, K., Alabi, O., Katris, A., & Swales, K. (2022). The importance of labour market responses, competitiveness impacts, and revenue recycling in determining the political economy costs of broad carbon taxation in the UK. *Energy Economics*, 116, 106393. 10.1016/j.eneco.2022.106393.
- Wang, T., Umar, M., Li, M., & Shan, S. (2023). Green finance and clean taxes are the ways to curb carbon emissions: An OECD experience. *Energy Economics*, 124, 106842. 10.1016/j.eneco.2023.106842.
- Wesseh Jr, P. K., Lin, B., & Atsagli, P. (2017). Carbon taxes, industrial production, welfare and the environment. *Energy*, 123, 305-313. 10.1016/j.energy.2017.01.139.
- Xu, C., Wang, C., & Huang, R. (2020). Impacts of horizontal integration on social welfare under the interaction of carbon tax and green subsidies. *International Journal of Production Economics*, 222, 107506. 10.1016/j.ijpe.2019.09.027.

- Xu, H., Pan, X., Li, J., Feng, S., & Guo, S. (2023). Comparing the impacts of carbon tax and carbon emission trading, which regulation is more effective?. *Journal of Environmental Management*, 330, 117156. 10.1016/j.jenvman.2022.117156.
- Zhai, M., Huang, G., Liu, L., Guo, Z., & Su, S. (2021). Segmented carbon tax may significantly affect the regional and national economy and environment-a CGE-based analysis for Guangdong Province. *Energy*, 231, 120958. 10.1016/j.energy.2021.120958.
- Zhang, Y., Jiang, S., Lin, X., Qi, L., & Sharp, B. (2023). Income distribution effect of carbon pricing mechanism under China's carbon peak target: CGE-based assessments. *Environmental Impact Assessment Review*, 101, 107149. 10.1016/j.eiar.2023.107149.
- Zhao, Y. H. (2011). The study of effect of carbon tax on the international competitiveness of energy-intensive industries: An empirical analysis of OECD 21 countries, 1992-2008. *Energy Procedia*, 5, 1291-1302. 10.1016/j.egypro.2011.03.225.
- Zhu, X., Zeng, A., Zhong, M., Huang, J., & Qu, H. (2019). Multiple impacts of environmental regulation on the steel industry in China: A recursive dynamic steel industry chain CGE analysis. *Journal of Cleaner Production*, 210, 490-504. 10.1016/j.jclepro.2018.10.350.

Carbon Tax and the Industrial Sector in Developed and Developing Countries A Dynamic General Equilibrium Model

Kolsoum Afshoun¹
Mehdi Nejati²
Abdul Majid Jalaie³
zeinolabedin sadeghi⁴

Received: 2024/1/20

Accepted: 2024/2/29

Aim and Introduction

Carbon tax is one of the most important policy tools in the field of energy, which is applied to the consumption, production or distribution of fossil energy, including oil products, coal, natural gas, etc. The purpose of carbon tax is to reduce economic and environmental effects caused by pollution by including environmental costs in the price of goods and services. This policy tool can bring positive economic and environmental consequences through changes in consumer and producer behavior. The purpose of this study is to investigate the effects of carbon tax on energy-intensive and non-energy-intensive industries in different regions of the world.

Methodology

Since a CGE model can describe the interactions between different factors in macroeconomic systems and examine the effects of a policy at the global level, therefore, a dynamic multi-regional CGE model has been used to better understand the policy effects.

Results and Discussion

The results show that the carbon tax in all scenarios leads to an increase in the price of goods with high energy intensity in all regions, and the price of goods with low energy intensity decreases, except in the group of developed and high-income countries. Production in the energy-intensive and non-energy-intensive sectors is facing an average decrease. Imports in the energy-intensive sector, except for the group of countries with higher-than-average income, will decrease for other groups, and in the non-energy-intensive sector as well.

Conclusion

To investigate the effect of carbon tax on the industries of different countries, first the countries of the world were grouped into 5 regions based on the criteria of the

1 . Master of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. (This article is an extract from Ms. Kolsoum Afshoun Master's Thesis) E-mail: k_afshun@yahoo.com

2. Associate Professor, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. (Corresponding Author) E-mail: mnejati@uk.ac.ir

3. Professor, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. E-mail: jalaee@uk.ac.ir

4. Associate Professor, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran. E-mail: z_sadeghi@uk.ac.ir

World Bank and then 5 policy scenarios based on the report of the International Energy Agency were implemented in each region. For modeling, a dynamic calculable general equilibrium model was used in order to achieve more accurate results, and then important industrial consequences were obtained by solving the model. From the results of this research and the studies that have been carried out so far, it can be seen that what is decisive in the consequences of the implementation of the carbon tax is the region and the country implementing the policy.

Based on this, the policy makers, considering the national and regional conditions and being aware of the possible effects of the policy, can include assumptions in the design and implementation of the policy in order to achieve efficient and appropriate conditions in the implementation of the carbon tax by reducing the negative effects. Based on the results of the research, it was observed that due to the differences in the regions, the macroeconomic effects in the industry will be different for different regions of the world. Therefore, one of the important points in the effort to bring the emission of greenhouse gases to zero is to pay attention to the differences in industries in different countries and the coordinated actions of the governments with each other for technical and financial support in order to accelerate the transformation of clean energy and reach the commitment goal. Since energy consumption is mainly related to production activities, especially production from energy-intensive industries, reducing greenhouse gas emissions from industry takes more time than some economic sectors. For this purpose, governments should present regular and specific programs to attract investments in the long term so that they can guide industries in the direction of deploying the most efficient technologies. The governments that implement carbon tax policies can also use the collected tax revenues to strengthen energy innovation. Therefore, industries that use unclean energy sources as production inputs, by upgrading production technologies, in addition to reducing production costs, can specialize in producing clean products.

Keywords: Carbon Tax, Industry, Developing Countries, Developed Countries, CGE Model

JEL Classification: C68, H23, P18

حکمرانی و حق‌الضرب: مورد کشورهای منتخب اوپک و ایران

علی رشید شمخال^۱

کامبیز پیکارجو^۲

بیت‌الله اکبری مقدم^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲۳

چکیده

حق‌الضرب علاوه بر اینکه برای دولت‌ها ابزار اقتصادی بسیار مهمی است، از جنبه حاکمیتی نیز برای آنان جایگاه ویژه‌ای ایجاد کرده است. قدرتی که دولت به واسطه برخورداری از حق‌الضرب به دست می‌آورد، می‌تواند با استقلال بانک مرکزی یا از طریق نهادهای اجتماعی بر مبنای حکمرانی خوب مدیریت شود. این پژوهش، در قالب یک مدل خود رگرسیونی برداری پنلی (PVAR) برای سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ به بررسی رابطه حکمرانی خوب و حق‌الضرب در کشورهای عضو اوپک پرداخته است. در این مطالعه، با احتیاط وجود رابطه معکوس میان بهبود شاخص حکمرانی خوب و استفاده دولت‌ها از حق‌الضرب مورد تأیید قرار گرفت. برای کشورهای عضو اوپک از شش فاکتور تعیین‌کننده حکمرانی خوب، برای چهار عامل، وجود رابطه معکوس میان تغییرات حکمرانی خوب و استفاده دولت از حق‌الضرب تأیید شد، اما نتایج تحقیق نمایانگر رابطه معنادار آماری میان استفاده دولت از حق‌الضرب و دو عامل «تغییرات در ثبات سیاسی و نبود خشم و تروریسم» و «کارایی دولت» نبود. همچنین، یافته‌ها نشان دادند که اثر تکانه‌های حکمرانی خوب، به‌عنوان یک عامل نهادی بر حق‌الضرب، اثری ماندگار دارند که تا هفت سال باقی می‌ماند.

واژگای کلیدی: اوپک، حق‌الضرب، حکمرانی خوب

طبقه‌بندی JEL: E51, H11, C32

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

shamkhal@qiau.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

dr.k.peykarjou@gmail.com

۳. دانشیار گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. akbari.beitollah@gmail.com

۱. مقدمه

حکمرانی خوب، آثار مختلف و مثبتی را بر درآمدهای دولت و کارآمدی تخصیص هزینه‌های دولت دارد. وقتی به موضوع پول در اقتصاد توجه می‌کنیم، یکی از ابعاد مهم آن، بعد اعمال حاکمیت در انتشار پول می‌باشد که آن را، به عنوان حق الضرب می‌شناسیم. هرچند در نگاه نخست، استفاده از حق الضرب، حق طبیعی دولت‌ها به نظر می‌رسد، اما چنانچه موجب شود که نرخ رشد پول سریع‌تر از نرخ رشد اقتصادی گردد، موجب تورم شده و مالیات تورمی^۱ را در پی دارد. پدیده پولی نمودن کسری^۲ براساس نظریه تسلط مالی، ضمن اختلال در استقلال بانک مرکزی، این بانک را در کنترل پولی و سیاستگذاری پولی مناسب ناتوان می‌کند. در کشورهایی مانند اعضای کارتل نفتی اوپک که بودجه دولت‌ها معمولاً رابطه نزدیکی با درآمدهای نفتی دارد، گاهی تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت، کسری در بودجه ناگزیر می‌گردد که، خودبه‌خود می‌تواند انگیزه دولت را برای استفاده بیشتر از حق الضرب تقویت نماید. همچنین پوشاندن ناتوانی دولت در حکمرانی خوب و در نتیجه ناکارآمدی و فساد، موجب نیاز به استفاده بیشتر از حق الضرب است. موضوعی که در این تحقیق بدان پرداخته شده، رابطه میان حکمرانی خوب و حق الضرب در شرایطی است که کشورهای مورد بررسی، عضو اوپک هستند و دولت‌هایشان به درآمدهای نفتی دسترسی دارند.

فرايند سازماندهی قدرت دولتی در ارائه کالاها و خدمات عمومی، حکمرانی نامیده می‌شود. برای آنکه حکمرانی خوب تحقق یابد، باید تمام احزاب در جامعه، تعهد و نقش‌آفرینی داشته باشند؛ یعنی دولت و جامعه در تعامل مشترک، آن را ایجاد نمایند. یک حکمرانی خوب و مؤثر، مستلزم هماهنگی و یکپارچگی، اخلاق حرفه‌ای و کاری است. بنابراین پیاده‌سازی مفهوم حکمرانی خوب در اداره امور دولت، به‌خودی‌خود یک چالش برای آن است (سدارمایانتي، ۳، ۲۰۱۲). بانک جهانی با معرفی شاخص حکمرانی خوب از سال ۱۹۹۵ به محاسبه و انتشار این شاخص برای کشورها پرداخته است.

در ادامه ساختار مقاله به شرح زیر است: نخست به بررسی میزان حق الضرب و شاخص‌های حکمرانی خوب در کشورهای عضو اوپک پرداخته می‌شود. سپس مبانی نظری در مورد ارتباط میان متغیرهای اصلی تحقیق بررسی، و آنگاه پیشینه تحقیقات در مورد حق الضرب و حکمرانی خوب ارائه می‌گردد. پس از آن، به معرفی مدل و تعاریف عملیاتی متغیرها پرداخته شده است و در ادامه روش تخمین معرفی شده و سپس به تحلیل نتایج تجربی پرداخته می‌شود. در پایان نیز نتیجه‌گیری مقاله ارائه گردیده است.

اهداف

تحقیقات پیشین در بررسی عوامل مؤثر بر حق‌الضرب توجه خود را بیشتر به متغیرهای اقتصادی معطوف نموده‌اند. این تحقیق با توجه به آثار عمیقی که حکمرانی خوب در جامعه و اداره جامعه، برجای می‌گذارد، به دنبال آن است تا اثر آن را بر موضوع پراهمیت استفاده دولت از حق‌الضرب در قالب یک مدل خود رگرسیونی برداری پنبلی (PVAR) برای سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ در مجموعه کشورهای عضو اوپک که دولت اتکای قابل‌توجهی بر درآمدهای نفتی دارند، بررسی کند.

۲. حق‌الضرب و شاخص‌های حکمرانی خوب در کشورهای عضو اوپک

در مطالعات مختلف، تعاریف متفاوتی از حق‌الضرب^۱ ارائه شده است که به موارد زیر تقسیم می‌شوند: دسته‌های اصلی: الف) «انتقال ثروت از بخش خصوصی به بخش دولتی» مرتبط با افزایش پایه پولی، و ب) تعاریف انجام شده با تأکید بر «درآمد مستقیم بانک مرکزی». دسته اصلی اول که با «انتقال ثروت از بخش خصوصی به بخش دولتی» مرتبط با افزایش پایه پولی تعریف می‌شود، سه نوع حق‌الضرب را از یکدیگر متمایز می‌کند:

«رویکرد هزینه فرصت»، «رویکرد پولی» و «مالیات تورمی براساس پول». اگر i_t نرخ بهره اسمی در دوره t باشد، پایه پولی M_t ، قیمت کالاها را با P_t نشان دهیم و تولید ناخالص داخلی واقعی Y_t باشد، سپس هزینه فرصت حق‌الضرب ($S_{1,t}$)، به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی به شرح زیر تبیین می‌شود:^۲

$$S_{1,t} = i_{t-1} \frac{M_{t-1}}{P_t Y_t} \quad (۱)$$

همچنین، نوع «رویکرد پولی» همان‌طور که در مطالعات قبلی مارتی^۳ (۱۹۶۷)، و فریدمن^۴ (۱۹۷۱) و دیگران بحث شده است، حق‌الضرب را برابر افزایش در پایه پولی در نظر می‌گیرد؛ یعنی این دیدگاه به‌طور مستقیم انتشار پول را به‌عنوان حق‌الضرب در نظر می‌گیرد و «حق‌الضرب پولی» می‌نامد. حق‌الضرب پولی ($S_{2,t}$) در منابعی مانند رومر^۵ (۲۰۱۱) و مقالات دیگر اقتصاددانان مکرراً به‌صورت درصدی از GDP ذکر شده است. لذا در این تحقیق، از این تعریف استفاده می‌شود.

۱. تعاریف دیگری نیز در این زمینه وجود دارند که به جهت اختصار از بیان آنها صرف‌نظر شده است.
۲. تولید ناخالص داخلی اسمی به‌عنوان مخرج، در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته است. با این حال، بسیاری از مطالعات قبلی از ارزش اسمی کالاها و خدمات تولید شده در جامعه برای تعریف حق‌الضرب استفاده کرده‌اند از جمله Buiter (2007) و دیگران نیز با استفاده از تولید ناخالص داخلی، سهم حق‌الضرب را تعیین کردند.

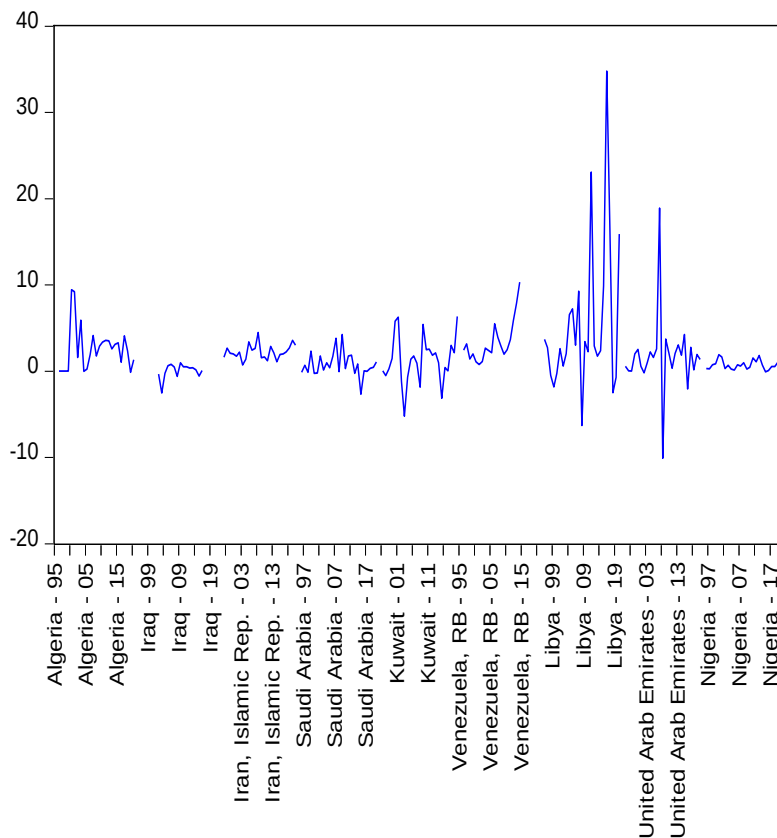
3. Marty (1967)

4. Friedman (1971)

5. Romer (2011)

$$S_{r,t} = \frac{\Delta M_t}{P_t Y_t} = \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t Y_t} \quad (2)$$

در نمودار (۱) و جدول (۱) میزان حق‌الضرب و مشخصه‌های آن را در کشورهای عضو اوپک در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ ملاحظه می‌کنیم. در سال‌هایی که پایه پولی کاهش داشته، مقدار حق‌الضرب منفی شده است.



نمودار ۱: حق‌الضرب در کشورهای عضو اوپک

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

ملاحظه می‌شود که در لیبی تحت تأثیر تحولات سیاسی، مقدار حق‌الضرب به‌شدت افزایش یافته، امارات، ونزوئلا و الجزایر نیز مقادیر قابل‌ملاحظه‌ای استفاده از حق‌الضرب را تجربه کرده‌اند.

جدول ۱: حق الضرب در کشورهای عضو اوپک، ۱۹۹۵-۲۰۲۰ میلادی

میانگین	انحراف معیار	بیشینه	کمینه	میانگین	انحراف معیار	بیشینه	کمینه	میانگین	انحراف معیار	بیشینه	کمینه
۰/۶۹	۱/۸۵	۲/۷۳	۲/۵۱	۱/۳۹	۰/۳۹	۲/۰۹۰۱	۰/۳۵	۲/۳۶	۰/۳۶	۲/۳۶	۰/۳۶
۰/۶۹	۴/۴۸	۸/۹۰	۲/۴۶	۲/۷۸	۱/۴۰	۰/۸۵۵۱	۰/۸۵	۲/۶۰	۲/۶۰	۲/۶۰	۲/۶۰
۲/۸۷	۱۸/۹۱	۳۴/۷۹	۱۰/۳۳	۶/۳۴	۴/۲۵	۴/۴۷۳۲	۰/۹۷	۹/۴۴	۹/۴۴	۹/۴۴	۹/۴۴
-۰/۰۹	-۱۰/۱۰	-۶/۲۸	۰/۷۷	-۵/۲۲	-۲/۶۶	۰/۷۲۲۹	-۲/۵۱	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۱۲

(منبع: بانک جهانی)

حکمرانی خوب بر اساس شش شاخص توسط بانک جهانی برای هر یک از کشورها به طور سالیانه مورد سنجش قرار می‌گیرد. این شاخص‌ها که شاخصه‌های حکمرانی خوب شناخته می‌شوند، عبارت‌اند از: (۱) پاسخگویی و حق اظهارنظر؛ (۲) ثبات سیاسی و نبود خشونت/تروریسم؛ (۳) اثربخشی دولت؛ (۴) کیفیت تنظیم‌کنندگی؛ (۵) حاکمیت قانون؛ (۶) مهار فساد.

در جدول (۲) ویژگی‌های حکمرانی خوب در کشورهای اوپک بر اساس شاخص‌های شش‌گانه بانک جهانی خلاصه شده است. بالاترین میانگین برابر ۰/۵۶۳۰ - مربوط به کنترل فساد و کمترین میانگین ۱/۰۸۳۵ - مربوط به شاخص پاسخگویی و حق اظهارنظر می‌باشد.

به طور خاص برای ایران، ملاحظه می‌شود که میزان حق‌الضرب به طور متوسط حدود ۲ درصد تولید ناخالص ملی است که از میانگین ۱/۸۵ مجموعه کشورهای مورد بررسی بالاتر است اما انحراف معیار آن یعنی ۰/۸۵ از میانگین انحراف معیار مجموعه یعنی ۲/۴۶ کمتر می‌باشد. این‌ها نشان می‌دهد که ایران در مقایسه با متوسط کشورهای عضو اوپک بیشتر و به صورتی با ثبات‌تر از حق‌الضرب استفاده می‌کند. می‌دانیم این شاخص‌ها می‌توانند مقادیری بین ۲/۵ تا منفی ۲/۵ را اختیار کنند. جدول (۲) در کل نشان دهنده آن است که حکمرانی در کشورهای مورد بررسی چندان مطلوب نیست.

1. Voice and Accountability: VA

2. Political Stability and Absence of Violence/Terrorism: PV

3. Government Effectiveness: GE

4. Regulatory Quality: RQ

5. Rule of Law: RL

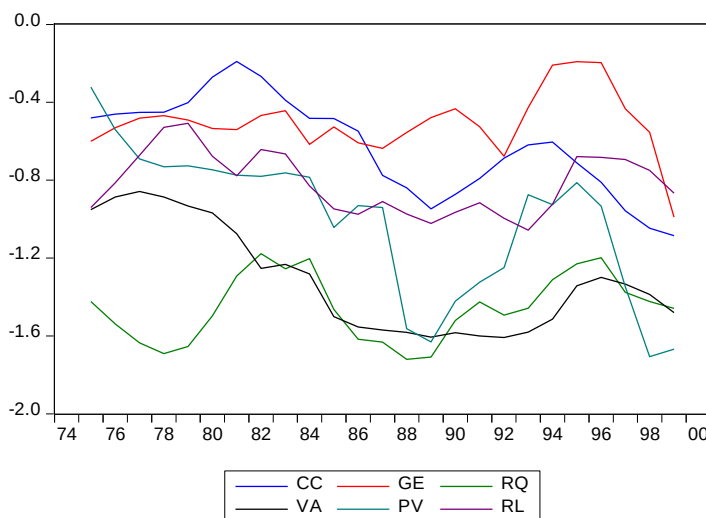
6. Control of Corruption: CC

جدول ۲: آمار توصیفی شاخص‌های حکمرانی خوب در اعضای اوپک (کشورهای منتخب)

معیار	پاسخگویی و حق اظهار نظر (VA)	ثبات سیاسی و نبود خشونت / تروریسم (PV)	کیفیت تنظیم کنندگی (RQ)	حاکمیت قانون (RL)	اثربخشی دولت (GE)	کنترل فساد (CC)
میانگین	-۱/۰۸۳۵	-۰/۸۲۲۸	-۰/۷۷۰۲	-۰/۶۷۰۷	-۰/۵۶۷۱	-۰/۵۶۳
میانه	-۱/۰۴۴۷	-۰/۹۱۵۸	-۰/۹۱۸۹	-۰/۸۶۳۷	-۰/۶۰۰۱	-۰/۷۷۴۵
پیشینه	۰/۱۱۵۰	۰/۹۹۵۰	۱/۱۲۰۵	۰/۹۱۶۹	۱/۵۰۹۳	۱/۲۸۰۸
کمینه	-۲/۰۵۰۳	-۲/۱۸۰۸	-۲/۳۶۳۲	-۲/۳۴۶۱	-۲/۰۸۸۶	-۱/۶۲۶۵
انحراف معیار	۰/۴۹۵۸	۱/۰۲۹۱	۰/۸۸۶۹	۰/۸۳۴۳	۰/۷۸۹۸	۰/۷۷۵۸

(منبع: بانک جهانی و محاسبات تحقیق)

نمودار (۲)، شاخص‌های حکمرانی خوب در ایران را بین سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۹ نشان می‌دهد. در تمام این سال‌ها مقادیر همه شاخص‌ها منفی می‌باشد که نشان می‌دهد حکمرانی در ایران، نیازمند بازنگری و اصلاح است به‌ویژه شاخص‌های کیفیت تنظیم‌کنندگی و پاسخگویی و حق اظهار نظر، کمترین مقادیر را داشته‌اند. مقادیر کلیه شاخص‌ها بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ در کمترین حد خود قرار داشته‌اند.



نمودار ۲: شاخص‌های حکمرانی خوب در ایران

(منبع: بانک جهانی)

چنان که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، در همه شاخص‌ها بجز اثر بخشی دولت، میانگین برای ایران از متوسط مجموعه کشورهای مورد بررسی، پایین‌تر می‌باشد. همین‌طور از مقایسه دو جدول (۲) و (۳) نتیجه می‌شود که انحراف معیار شاخص‌ها در ایران از میانگین کشورهای منتخب به‌مراتب پایین‌تر می‌باشد که نشان دهنده تغییرپذیری اندک وضعیت حکمرانی در ایران است.

جدول ۳: آمار توصیفی شاخص‌های حکمرانی خوب در ایران (۱۳۷۵-۱۳۹۹)

معیار	پاسخگویی و حق اظهار نظر (VA)	ثبات سیاسی و نبود خشونت / تروریسم (PV)	کیفیت تنظیم کنندگی (RQ)	حاکمیت قانون (RL)	اثر بخشی دولت (GE)	کنترل فساد (CC)
میانگین	-۱/۳۱	-۱/۰	-۱/۴۵	-۰/۸۱	-۰/۵۰	-۰/۶۲
میانه	-۱/۳۴	-۰/۹۲	-۱/۴۵	-۰/۸۲	-۰/۵۲	-۰/۶۰
بیشینه	-۰/۸۵	-۰/۳۲	-۱/۱۷	-۰/۵۰	-۰/۱۹	-۰/۱۹
کمینه	-۱/۶۰	-۱/۷۰	-۱/۷۲	-۱/۰۵	-۰/۹۸	-۱/۰۸
انحراف معیار	۰/۲۶	۰/۳۷	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۱۶	۰/۲۵

(منبع: بانک جهانی و محاسبات تحقیق)

۲. پیشینه تحقیق

نخست به برخی از تحقیقات انجام شده اخیر در ارتباط با حق الضرب می‌پردازیم، سپس به ادبیات مرتبط حکمرانی خوب اشاره می‌کنیم.

۲-۱. حق الضرب

مطالعات داخلی:

جعفری صمیمی و رشید شمخال (۱۳۷۶)، نشان دادند که با افزایش درآمد سرانه، مالیات توری در کشور افزایش یافته و مخارج دولت با مالیات توری ارتباط مستقیم دارد.

وطن پور (۱۳۸۰)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر مالیات توری در اقتصاد ایران»، به بررسی آثار تغییرهای ساختار تولید اقتصاد بر مالیات توری و همچنین بررسی اثر مالیات توری، بر مصرف بخش خصوصی پرداخته است. نتایج کار او نشان می‌دهد که بخش صنعت و معدن، بیشترین و بخش نفت، کمترین تأثیرگذاری را بر مالیات توری دارد.

عسگری (۱۳۸۴)، در مطالعه خود بیان می‌کند، اصلاح سیاست‌های مالی و پولی، تغییر در نظام سیاسی کشور و افزایش استقلال بانک مرکزی، از جمله راه‌حلهایی است که می‌تواند به مدیریت بهتر مالیات توری کمک کند. همچنین، درک عوامل متغیری که بر این مشکل تأثیر می‌گذارند، می‌تواند به تدابیری برای مدیریت بهتر این موضوع منجر شود.

مرادی و تاجیک خواه (۱۳۸۹) اشاره می‌کنند در ایران، به دلیل ضعف توسعه بازارهای مالی داخلی، فقدان یک نظام مالیات‌گیری کارا و وجود محدودیت‌هایی برای استقراض خارجی، طی دهه‌های گذشته، کسری بودجه دولت عمدتاً یا از طریق استقراض از بانک مرکزی و یا از طریق فروش دلارهای نفتی به بانک مرکزی تأمین می‌شده است و هر دو روش، منجر به افزایش پایه پولی یا پول پر قدرت شده و طی آن، نرخ تورم افزایش یافته است.

دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۰) دریافتند حق الضرب پول در سطوح بالاتر از حد آستانه، دارای اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی است ولی در سطوح پایین‌تر از حد آستانه، تأثیر حق الضرب بر رشد اقتصادی خنثی است.

صباغ کرمانی و همکاران (۱۳۹۳) به این نتیجه دست یافتند که استقلال سیاست پولی از سیاست مالی در ایران کمتر از ۸ درصد می‌باشد. همچنین نتایج به دست آمده مبین آن است که با کاهش حاکمیت مالی، نرخ تورم در ایران کاهش می‌یابد.

ورشوساز و همکاران (۱۳۹۹) نشان دادند که با افزایش تقاضا برای رمزارزها، تقاضای پول رسمی، کاهش یافته و به تبع آن، درآمد ناشی از حق الضرب کاهش می‌یابد.

قدیمی و همکاران (۱۳۹۹)، نشان دادند که از یک سو، با افزایش درجه استقلال بانک مرکزی، رشد حجم پول کاهش می‌یابد و از سوی دیگر، سلطه مالی، ضریب سیاست پولی بهینه را کوچک‌تر می‌کند و بیشترین قدرت تثبیت‌کنندگی سیاست بهینه پولی در حالت استقلال کامل سیاست پولی رخ می‌دهد.

تقی نژاد عمران و همکاران (۱۴۰۱)، برای کشورهای منتخب OECD و هشت کشور اسلامی در حال توسعه، به بررسی تأثیر متغیر سیاسی در رابطه با حق الضرب و نابرابری درآمدی پرداخته‌اند. یافته‌های آنها نشان داده که متغیر سیاسی حق اظهار نظر و پاسخگویی با کاستن اندازه اتکای دولت به درآمد حق الضرب، می‌تواند زمینه بهبودی توزیع درآمد در این کشورها را مهیا سازد، همچنین بهبود در حق اظهار نظر مردم و پاسخگویی دولت با تقویت رشد اقتصادی، باعث بهبود در توزیع درآمد می‌گردد.

مطالعات خارجی:

هوانگ و وی (۲۰۰۶)، کیفیت نهادی در یک اقتصاد بر میزان محافظه‌کاری بانک مرکزی تأثیر می‌گذارد و هزینه جمع‌آوری مالیات در کشورهایی با کیفیت نهادی ضعیف‌تر، بالاتر خواهد بود. بنابراین، همان‌طور که هوانگ و وی در پژوهش خود بیان کرده‌اند، دولت‌ها تمایل بیشتری به افزایش حق الضرب خواهند داشت تا جمع‌آوری مالیات با هزینه بالاتر.

نتیجه تحقیق مینیا و ویلیو^۱ (2009)، نشان داد که هدف‌گذاری تورم، باعث کارکرد بهتر عوامل نهادی می‌شود و در کشورهایی که نهادها از عمق و کارکرد بهتری بهرمننداند، تأمین مالی تورمی و ایجاد تورم سطح پایین‌تری دارد. بنابراین، کیفیت نهادها در جامعه یک عامل تأثیرگذار بر رفتار دولت در تأمین مالی تورمی است.

لیدی^۲ (۲۰۱۲)، به بررسی تعیین‌کننده‌های اقتصادی و سیاسی حق‌الضرب در نیجریه پرداخته است. نتایج مطالعه او نشان داده که به‌رغم معنی‌دار نبودن اثرات متغیرهای اقتصادی در آن کشور، بی‌ثباتی سیاسی، یک عامل مهم در استفاده دولت از حق‌الضرب است. این نتیجه نیز لزوم توجه به عوامل نهادی را تأیید می‌کند.

محمد دهنون و بشار^۳ (۲۰۲۱)، در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که فساد باعث تغییر ترکیب مالیه عمومی به سمت حق‌الضرب و در نتیجه، کاهش رشد می‌شود.

آواد^۴ (۲۰۲۳)، در مطالعه خود برای کشورهای مصر و قطر، دریافت که تأثیر حق‌الضرب پولی بر تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی در مورد مصر در مقایسه با قطر، ضعیف و ناچیز است.

۲-۲. حکمرانی خوب

ادبیات اقتصادی در حوزه حکمرانی خوب، چندان گسترده نیست و با این حال در تحقیقات مختلف، تأثیرات حکمرانی خوب بر متغیرهای اقتصادی بررسی شده است. بسیاری از این تحقیقات به بررسی رابطه حکمرانی خوب و رشد اقتصادی و شاخص‌های توسعه پرداخته‌اند. این موضوع نشان می‌دهد که حکمرانی خوب، به‌عنوان کلیدی برای حل معمای توسعه و رشد اقتصادی کشورها مورد توجه قرار گرفته است. پاره‌ای از تحقیقات نیز بر رابطه حکمرانی خوب و کاهش فساد تمرکز نموده‌اند.

مطالعات داخلی:

کمپجانی و سلاطین^۵ (۱۳۸۷)، در تحقیق خود ضمن پرداختن به مبانی تئوریک و مسیرهای مختلف تأثیرگذاری حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی، به بررسی تجربی ارتباط این متغیرها پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها مشخص نمود که شاخص ثبات سیاسی در گروه کشورهای عضو اوپک و شاخص

1. Minea & Villieu (2009)

2. Aina Abiola Lydia (2012)

3. Mohammed Dhannoon Mohammed, Bashar Ahmed Al-Iraqi (2021)

4. Awad Ibrahim L. (2023)

۵. اثر حکمرانی خوب در حوزه‌های غیر اقتصادی به طور گسترده‌ای مطالعه شده که در حیطه این تحقیق قرار نمی‌گیرد.

کنترل فساد در گروه کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، دارای بیشترین تأثیر بر نرخ رشد اقتصادی می‌باشند. همین‌طور در مقایسه در گروه کشورهای عضو اوپک، میزان تأثیرگذاری شاخص کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی، بیشتر است. تحقیق متفکر آزاد و همکاران (۱۳۹۲)، نیز در مورد ۷۴ کشور، تأثیر مثبت نحوه حکمرانی بر تولید ناخالص داخلی را تأیید نموده است.

محمد زاده و همکاران (۱۳۹۵)، تأثیر اندازه دولت بر حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی را بررسی نموده‌اند. آن‌ها بیش از ۵۰ کشور را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان داده که اندازه دولت، تأثیر منفی بر روی شاخص حکمرانی خوب و رشد تولید ناخالص داخلی دارد. از آنجا که با بزرگ‌تر شدن دولت، انواع فساد، رانت‌جویی، رشوه، سوءاستفاده از اموال عمومی و غیره، عموماً در بخش دولتی معنی پیدا می‌کند و نه در بخش خصوصی، لذا گسترش بیش از حد دولت در اقتصاد، زمینه‌های تضعیف شاخص‌های حکمرانی خوب و نظام صحیح مدیریت را فراهم می‌آورد.

نتایج تحقیقات مختلف، نشان داده است که حکمرانی خوب، منجر به استقلال بیشتر بانک مرکزی می‌شود و در نتیجه، اساساً توان و امکان دولت‌ها برای استفاده بیش‌ازحد از حق الضرب، محدود خواهد شد.

درخشانی و محنت فر (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای که برای ۲۶ کشور منتخب انجام داده‌اند، رابطه مثبت و معناداری میان درجه استقلال بانک مرکزی و شاخص حکمرانی خوب یافته‌اند.

رضایی و همکاران (۱۳۹۸)، به تأثیر استقلال بانک مرکزی بر حکمرانی خوب پرداخته‌اند و اثر مثبت متقابل میان این دو متغیر مورد تأیید قرار گرفته است.

ظهیری و همکاران (۱۴۰۱)، به بررسی تأثیر حکمرانی خوب بر توسعه پایدار پرداخته‌اند. مطالعه آنان معطوف به کشورهای عضو اوپک پلاس بوده و نتیجه این تحقیق، نشان داده است که شاخص حاکمیت قانون و شاخص توسعه انسانی (به‌عنوان نماینده حکمرانی اجتماعی)، دارای اثر مثبت بر شاخص توسعه پایدار بوده، همچنین شاخص ثبات اقتصاد کلان (به‌عنوان نماینده حکمرانی اقتصادی)، دارای اثر منفی بر این شاخص بوده، و در نهایت، میان ابعاد مختلف حکمرانی، حکمرانی اجتماعی دارای بیشترین تأثیر بوده است.

مطهری نژاد و نصرالهی (۱۴۰۱a)، در مطالعه خود برای ایران به این نتیجه رسیدند که در کوتاه مدت، هم حاکمیت قانون بر حجم نقدینگی مؤثر است و هم، حجم نقدینگی بر حاکمیت قانون، لیکن در بلندمدت، تنها این حجم نقدینگی است که تأثیر منفی بر حاکمیت قانون داشته است.

مطهری نژاد و نصرالهی (۱۴۰۱b)، همین‌طور در مطالعه دیگر خود در مورد کشورهای صادر کننده نفت، به رابطه منفی حاکمیت قانون و نقدینگی اذعان داشتند.

مطالعات خارجی:

مایورا^۱ (۱۹۹۵)، کلاگیو^۲ (۱۹۹۷)، آلسینا^۳ (۱۹۹۸)، لاپورتو^۴ و همکاران (۱۹۹۸)، کناک و کیفره (۲۰۰۳)، کناک^۵ (۲۰۰۳)، فنگ^۶ (۲۰۰۳)، در تحقیقات خود، بر تأثیر مثبت شاخص‌های حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی صحنه نهاده‌اند.

چانگ و گرادستین^۸ (۲۰۰۴)، در تحقیق خود در مورد ۱۲۱ کشور، به این نتیجه رسیده‌اند که ارتقاء شاخص‌های حکمرانی خوب، نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. همچنین بالا رفتن سطح حاکمیت قانون و کنترل فساد، به توسعه اقتصادی و توسعه انسانی کمک می‌کند.

لی و فیلر^۹ (۲۰۰۷)، به بررسی اثر حاکمیت قانون بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان داده که سطح پایین‌تر حاکمیت قانون، موجب می‌شود سرمایه‌گذاران، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر سرمایه‌گذاری مالی خارجی اولویت دهند.

تویی و تای^{۱۰} (۲۰۲۱)، به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا حکمرانی خوب بر رابطه کسری بودجه و تورم مؤثر است یا خیر و نتیجه، نشان داده که در کشورهای توسعه یافته با سطح حکمرانی بهتر، کسری بودجه، موجب کاهش تورم شده و در کشورهای در حال توسعه که کیفیت حکمرانی پایین‌تر است، تورم را است.

۳. مبانی نظری

مدیریت پولی و نقش حاکمیتی آن در کشورها تا جایی اهمیت یافته که گاهی، از بانک مرکزی به‌عنوان رکن چهارم حاکمیت یاد می‌شود. ریشه این دیدگاه، علاوه بر نقش بسیار مهم عملکرد سیستم پولی و مالی در اقتصاد، در این باور اصلی نهفته که پول نماد مشخصی از حاکمیت است و ناتوانی دولت در مدیریت پولی، موجب کاهش در قدرت حکومت‌ها است. حکمرانی خوب به‌عنوان یک عامل نهادی، ضمن استحکام ساختار اداره جامعه، از مبادی مختلفی بر مدیریت پولی در اقتصاد، تأثیرگذار است.

1. Mauro, P.(1995)
2. Clague, c.(1997)
3. Alesina, A.(1998)
4. La porto, R.(1998)
5. Knack, s. and keefer, p.(2003)
6. Knack, s. (2003)
7. Feng, Y.(2003)
8. Chong, A. and Gradstein, M. (2004)
9. Li, shaomin, & Filer, Larry (2007)
10. Thuy Tien Ho, Van Bon Nguyen, & Thi Bao Ngoc Nguyen (2021)

بانک مرکزی برای انجام وظایف خود، نیاز به استقلال در جنبه‌های مختلف دارد که حکمرانی خوب می‌تواند زمینه ساز این استقلال باشد. اینکه استقلال بانک مرکزی به چه معنا است و حدود آن چگونه تعیین می‌شود، با توجه به شرایط و ساختارهای مختلف موجود در یک اقتصاد، تعریف می‌گردد؛ اما در صورت ضعف در استقلال بانک مرکزی، یکی از اموری که بی‌شک می‌تواند مورد سوءاستفاده قرار گیرد، میزان استفاده دولت‌ها از حق الضرب است.

بر اساس آنچه از مطالعات پیشین برمی‌آید، اینکه دولت‌ها در چه شرایطی و تحت تأثیر چه عواملی به حق الضرب متوسل می‌شوند، سه دیدگاه متفاوت زیر، از هم متمایز می‌گردد: (۱) نظریه بیشینه‌سازی درآمد دولت؛ (۲) رهیافت مالیات‌بندی بهینه؛ (۳) سلطه مالی^۱.

هرچند که از بعد اقتصادی با توجه به نوسانات قیمت نفت، انتظار می‌رود در کشورهای مورد بررسی، نظریه تسلط مالی برقرار باشد، اما در این مطالعه، با توجه به تحقیقات اخیر و شناسایی اهمیت و اثر عوامل نهادی مهمی مانند حکمرانی خوب بر تصمیمات اقتصادی دولت‌ها، سعی شده ارتباط میان این متغیرها در قالب یک مدل خود رگرسیون برداری بررسی شود.

در شرایطی که ساختارهای نهادی کارآمد، منجر به شاخص‌های حکمرانی خوب در سطح بالاتر می‌شود، در نتیجه استفاده بیش‌ازحد از حق الضرب، به شیوه‌های مختلف کاهش می‌یابد. در واقع تأمین مالی تورمی، زمانی اتفاق می‌افتد که دولت نیاز داشته باشد، بخواهد و بتواند از این روش استفاده کند. برقراری حکمرانی خوب با توجه به آثار مثبتی که در سیستم درآمدی دولت به‌ویژه مالیات ستانی دارد، نیاز دولت را به استفاده از حق الضرب کاهش می‌دهد.

در کشورهای عضو اوپک که درآمدهای نفتی نیز در اختیار دولت‌ها قرار دارد، حکمرانی خوب می‌تواند بر مدیریت این درآمدها اثر بگذارد. درآمدهای نفتی دو اثر بر تصمیمات دولت دارد: یک اثر درآمدی و یک اثر پولی، یعنی از نظر درآمدی به درآمدهای در اختیار دولت می‌افزاید و از نظر پولی می‌تواند به منابع پایه پولی اضافه نماید. البته تا زمانی که معادل پول داخلی را از بانک مرکزی دریافت نموده و وارد اقتصاد داخلی نکرده است، منجر به تغییر پایه پولی و آثار تورمی نمی‌شود.

در کشورهایی که از نهادهای اجتماعی فعال و مؤثر بهره‌مندند، در نتیجه حکمرانی بهتر، دولت‌ها با نظم بیشتری از درآمدهای نفتی استفاده می‌کنند و در بسیاری مواقع در قالب صندوق‌های سرمایه‌گذاری، افزایش ثروت کشور را دنبال می‌نمایند. بنابراین، اثر درآمدهای نفتی بر حق الضرب در کشورهای عضو اوپک، از براین دو اثر فوق تعیین می‌شود که در ادامه مقاله، به تحلیل نتایج تجربی در این زمینه نیز پرداخته می‌شود.

از سوی دیگر، حکمرانی خوب و کارآمدی دولت، موجب کاهش هزینه‌های دولتی می‌شود که این موضوع نیز، نیاز به تأمین مالی تورمی‌دو استفاده از حق‌الضرب را کاهش می‌دهد. حکمرانی خوب با توجه به عواملی مانند پاسخگویی، هزینه‌های سیاسی دولت برای استفاده از حق‌الضرب را بالا می‌برد و تمایل دولت برای استفاده از تأمین مالی تورمی، کاهش می‌یابد.

در ادامه این قسمت، به بررسی مکانیسم اثر پارامترهای حکمرانی خوب بر حق‌الضرب می‌پردازیم: کنترل فساد از یک سو، موجب بالا رفتن درآمدهای مالیاتی می‌شود و از سوی دیگر، باعث کنترل و کاهش هزینه‌های دولت می‌گردد و در نتیجه، نیاز دولت به استفاده غیرمستعارف از حق‌الضرب را کاهش خواهد داد.

اثربخشی دولت به‌عنوان یک پارامتر مهم دیگر در سنجش حکمرانی خوب، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این شاخص، کیفیت خدمات عمومی، خدمات شهروندی و میزان استقلال آن‌ها از فشارهای سیاسی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد و هرچه سیاست‌گذاری‌های عمومی به دور از زد و بندهای سیاسی و فشار گروه‌های همسود وضع و اجرا شوند، نظام سیاسی در قبال آن‌ها تعهد بیشتری نشان می‌دهد و وضعیت حکمرانی بهتر است. چنانچه حکمرانی بر اساس این شاخص بهبود یابد، موجب رضایت بیشتر شهروندان و مشارکت بیشتر در پرداخت مالیات خواهد شد و نیاز دولت به استفاده بیشتر از حق‌الضرب را کاهش خواهد داد.

از سوی دیگر، عدم اعمال منافع گروه‌های خاص در خط‌مشی‌های عمومی نیز ضمن کاهش هزینه‌های اضافی در سیستم دولتی، باعث افزایش اعتماد به دولت و بهبود درآمدهای مالیاتی، کاهش کسری بودجه و نیاز کمتر دولت به استفاده بیش‌از‌حد از حق‌الضرب می‌گردد. بنابراین، انتظار می‌رود تغییر مثبت در اثربخشی دولت، موجب کاهش استفاده از حق‌الضرب شود.

حاکمیت قانون به کیفیت اجرای قراردادهای، عملکرد پلیس، محاکم قضایی و همچنین میزان احتمال جنگ و خشونت در یک جامعه توجه می‌کند؛ بنابراین، اگر حکمرانی خوب براساس این شاخص بهبود یابد، انتظار می‌رود با بهبود این نوع خدمات زیربنایی برای کسب‌وکارها، رونق بیشتری حاصل شده و امکان کسب درآمدهای مالیاتی بیشتر شود. در نتیجه، نیاز به استفاده بیشتر از حد از حق‌الضرب، کاهش پیدا کند.

منظور از کیفیت تنظیم‌کنندگی در حکمرانی خوب، عملکرد و تنظیم فعالیت‌های دولت برای نفوذ بیشتر و دامنه گسترده‌تر فعالیت‌های بخش خصوصی می‌باشد. بدیهی است، انتظار داریم چنانچه دولت بتواند با تدوین و اجرای سیاست‌ها، موجب گسترش بیشتر فعالیت بخش خصوصی و اثرگذاری بیشتر آن در اداره امور جامعه شود، منابع بیشتری برای اخذ مالیات خواهد داشت و نیاز به استفاده بیش‌از‌حد از حق‌الضرب، کاهش خواهد یافت.

درباره ثبات سیاسی یا نبود خشونت و تروریسم، هرچه یک دولت، کمتر در معرض بی‌ثباتی و سرنوشتی و براندازی باشد و هرچه از راه‌های سالم و قانونی یا ابزارهای غیرخشونت‌آمیز کشور را اداره کند، حکمرانی در آن بهتر خواهد بود. در چنین شرایطی، نیاز دولت به استفاده بیش‌ازحد از حق الضرب کمتر است؛ چون، هزینه‌های لازم برای مقابله با این بی‌ثباتی‌ها کمتر بوده و توان کسب درآمدهای مالیاتی بیشتر می‌گردد. بنابراین، انتظار می‌رود که تغییر مثبت در این شاخص، استفاده از حق الضرب را کاهش دهد.

شاخص پاسخگویی و حق اظهار نظر، میزان مشارکت شهروندان در تصمیم‌سازی‌های سیاسی مانند انتخاب دولت و نظام سیاسی در هر کشور را نشان می‌دهد. آزادی بیان، آزادی احزاب، تشکله‌ها، اجتماعات و آزادی رسانه‌های جمعی، معیارهایی هستند که این شاخص براساس آن‌ها محاسبه می‌شود. بدیهی است، بهبود در حکمرانی خوب بر پایه این شاخص، میزان اعتماد و همراهی عمومی با دولت را افزایش می‌دهد. انتظار می‌رود با ارتقاء پاسخگویی، درآمدهای مالیاتی بهبود یافته، هزینه‌های دولت تحت کنترل نهادهای عمومی، امکان گسترش بی‌رویه نداشته باشد و در نتیجه، نیاز دولت به استفاده از حق الضرب کاهش پیدا کند.

۴. روش‌شناسی تحقیق و اندازه‌گیری متغیرها

با توجه به آنکه نظریه و تئوری مشخصی در زمینه مورد بررسی وجود ندارد و با توجه به ویژگی‌های روش خودرگرسیون برداری پانلی^۱، برای تخمین مدل، از این روش استفاده شده است.

۴-۱. معرفی مدل و متغیرها

برای بررسی رابطه حکمرانی خوب و حق الضرب، از مدلی استفاده می‌گردد که آیسان و ویگا^۲ (۲۰۰۵)، در صندوق بین‌المللی پول از آن استفاده کرده‌اند. مطالعه آنها اثر بی‌ثباتی سیاسی را بر حق الضرب بررسی نموده، اما در اینجا به اثر حکمرانی خوب پرداخته‌ایم:

متغیر وابسته: حق الضرب $S_{i,t}$

متغیر مستقل: حکمرانی خوب $Ggit-1$ که طبق تعریف بانک جهانی براساس شش مؤلفه اندازه‌گیری می‌شود. بر پایه مبانی نظری، انتظار داریم که رابطه منفی میان حق الضرب و بهبود حکمرانی خوب وجود داشته باشد. در اینجا از تک تک معیارهای شش‌گانه به صورت جداگانه استفاده شده و سپس در آخرین برآورد مدل، از شاخص ترکیبی به عنوان Gg استفاده به‌عمل آمده است.

1. Vector autoregressive panel model

2. Aisen, & Jese Veiga (2005)

متغیرهای کنترلی: بردار متغیرهای ساختار اقتصادی Eco'_{it}

- ارزش افزوده بخش کشاورزی (نرخ رشد): به علت معافیت های مالیاتی بخش کشاورزی، رشد آن، ظرفیت مالیاتی دولت را به طور متناسب افزایش نمی دهد و می تواند باعث اتکای بیشتر دولت به حق الضرب گردد.
- تولید ناخالص سرانه واقعی: کشورهای ثروتمند، سیستم مالیاتی قوی تری دارند و انتظار می رود که نیاز کمتری به استفاده از حق الضرب داشته باشند. در نتیجه، ضریب این متغیر، منفی پیش بینی می شود.
- درآمدهای نفتی (نرخ رشد): با توجه به نقش و اهمیت بالای درآمدهای نفتی در رفتارهای اقتصادی دولت ها به ویژه استفاده از حق الضرب، با افزایش این متغیر، نیاز دولت به استفاده از حق الضرب کاهش می یابد.

بردار متغیرهای عملکرد اقتصادی و تکانه های خارجی Ecp'_{it}

- درصد تغییر در تجارت: رشد قابل توجه تجارت، منجر به درآمد مالیاتی بیشتر خواهد شد و انتظار ضریب منفی برای این تغییر وجود دارد.
 - نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه: بدیهی است با نرخ رشد درآمد بالاتر، درآمد مالیاتی بیشتری نیز نصیب دولت گردد و ضریب این متغیر، منفی پیش بینی می گردد.
 - سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی: هر چه سهم مخارج دولت بیشتر شود، نیاز او به تأمین مالی بیشتر می گردد و از آنجا که یکی از روش های مرسوم برای تأمین مالی نیز استفاده از حق الضرب است و بنابراین، انتظار داریم رابطه میان این دو متغیر مثبت باشد.
- با توجه به توضیحات فوق، مدل مورد استفاده در این تحقیق، به صورت زیر خواهد بود:

$$S_{i,t} = \alpha G_{i,t-1} + \beta_1 Eco'_{it} + \beta_2 Ecp'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

۵. بررسی نتایج تجربی

نخست آزمون ریشه واحد متغیرها بررسی می شود تا از عدم برآورد رگرسیون کاذب مطمئن شویم. پس از آن تعداد وقفه بهینه در مدل تعیین می شود. در ادامه، مدل PVAR تخمین زده می شود و با استفاده از تابع واکنش آنی، واکنش هر یک از متغیرها نسبت به تکانه های ساختاری بررسی می شود؛ و در نهایت، با استفاده از تجزیه واریانس، سهم تکانه های متغیرهای درونزا به ویژه حکمرانی خوب در نوسانات حق الضرب مشخص می گردد.

۵-۱. بررسی پایداری متغیرها

برای بررسی پایداری متغیرها، از آماره لوین لی و چو استفاده شده است. نتایج آزمون در جدول (۴) به صورت خلاصه ارائه می شود:

جدول ۴: آزمون پایایی متغیرها

نتیجه	آماره لوین لی و چو	متغیر	نتیجه	آماره لوین لی و چو	متغیر
پایا در سطح	۰/۰۰۰۷	رشد تولید سرانه	پایا در سطح	-۱/۱۹۰E-۰۵	کنترل فساد
	۰/۰۰۱۲			۰/۰۶۳	
پایا در سطح	-۲۴۴۹/۲۵	رشد سهم تجارت خارجی	پایا در سطح	-۰/۰۰۱۲	تغییر در اثربخشی دولت
	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۰	
پایا در سطح	-۰/۰۶۸	رشد سهم نفت	پایا در سطح	-۴/۴۰E-۰۵	تغییر در ثبات سیاسی
	۰/۰۰۰۰			۰/۰۰۰۱	
پایا در سطح	-۰/۰۰۰۱	حق الضرب	پایا در سطح	-۴/۰۰E-۰۵	تغییر در حاکمیت قانون
	-۰/۰۰۰۵			۰/۰۰۰۰	
پایا در سطح	-۰/۰۲۱۲	نرخ رشد سهم مخارج دولت	پایا در سطح	-۰/۰۰۰۱۳	تغییر در کیفیت تنظیم کنندگی
	۰/۰۰۰۰			۰/۱۴۱۲	
پایا در سطح	-۷/۲۰۰۳	نرخ رشد سهم مخارج بخش کشاورزی	پایا در سطح	-۱۰/۰E-۰۵	تغییر در پاسخگویی و حق اظهار نظر
	۰/۰۰۰۰			-۱/۹۰E-۰۵	

(مأخذ: یافته‌های تحقیق)

* در جدول برای هر متغیر سطر اول، مقدار آماره و سطر دوم، سطح معنی داری را نشان می‌دهد. سطح معنی‌داری با ۱۰۰۰ بار شبیه‌سازی مونت کارلو می‌باشد.

چنان‌که در جدول ملاحظه می‌شود، تمام متغیرهایی که در تحلیل مورد استفاده قرار گرفته‌اند، در سطح پایا می‌باشند.

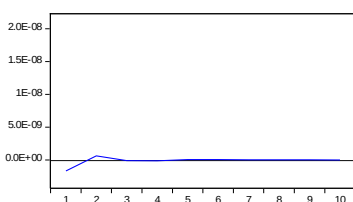
۵-۲. انتخاب طول وقفه بهینه

در قدم اول برای تخمین مدل‌های VAR، طول وقفه بهینه انتخاب می‌گردد. برای این کار از معیارهای حنان کوئین^۱ (HQ)، معیار شوارتز-بیزین (SCB) و معیار حداکثر درست‌نمایی (LR) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که طول وقفه بهینه، یک می‌باشد. در این وقفه، مدل باثبات بوده و ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد است. همچنین، نتایج آزمون

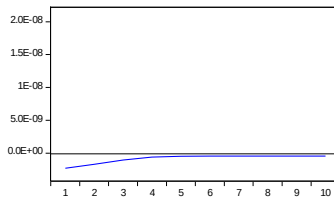
تشخیصی، بیانگر این است که فروض کلاسیک مهم همسانی واریانس و عدم خودهمبستگی در اجزای باقیمانده مدل‌ها، برقرار می‌باشد.

۶. نتایج توابع واکنش آنی متغیرهای مدل نسبت به تکانه‌های حکمرانی خوب

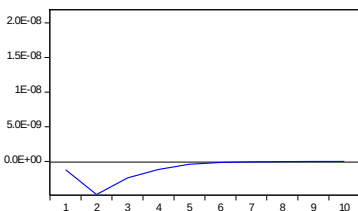
برای بررسی روابط پویایی متغیرها در کوتاه‌مدت، از ابزار تابع واکنش آنی استفاده می‌شود. توابع عکس‌العمل آنی مسیر پویایی را در پاسخ به یک تکانه حکمرانی خوب برای هر یک از متغیرهای سیستم به‌اندازه یک انحراف معیار، مشخص می‌کنند.



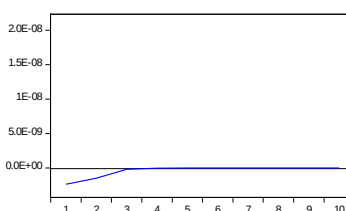
نمودار (ب): اثر تکانه اثربخشی
دولت بر روی حق الضرب



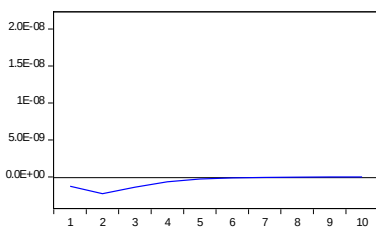
نمودار (الف): اثر تکانه کنترل
فساد بر روی حق الضرب



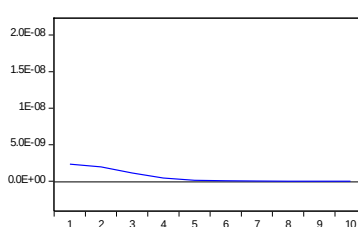
نمودار (د): اثر تکانه کیفیت
تنظیم‌کنندگی بر روی حق الضرب



نمودار (ج): اثر تکانه حاکمیت قانون
بر روی حق الضرب



نمودار (و): اثر تکانه پاسخگویی و حق
اظهار نظر بر روی حق الضرب



نمودار (ه): اثر تکانه ثبات سیاسی و نبود
خشم و تروریسم بر روی حق الضرب

چنان‌که پیش‌ازاین نیز اشاره شد، حکمرانی خوب بر اساس شش معیار کنترل فساد، کارایی دولت، کیفیت تنظیم‌کنندگی، ثبات سیاسی یا نبود خشونت و تروریسم، حاکمیت قانون، پاسخگویی و حق اظهارنظر محاسبه می‌شود. در نمودارهای (الف) تا (ز)، تأثیر یک تکانه مثبت به‌اندازه یک انحراف معیار متغیر حکمرانی خوب بر حق الضرب براساس توابع واکنش تکانه، نشان داده شده است.

در نمودار (الف)، ملاحظه می‌شود که تکانه کنترل فساد، تأثیر معنادار و منفی بر استفاده دولت از حق الضرب دارد. چنان‌که میلز و یوسفی^۱ (۲۰۱۴)، اشاره کرده‌اند، دولت‌ها انگیزه دارند تا برای جبران اثرات فساد از حق الضرب، سوءاستفاده کنند. در این تحقیق نیز این یافته رد نشده و براساس نمودار، اثر تغییرات کنترل فساد تا ۵ سال بر روی حق الضرب باقی می‌ماند و میزان استفاده از آن را کاهش می‌دهد.

نمودار (ب)، تأثیر یک تکانه مثبت به‌اندازه یک انحراف معیار تغییر در اثربخشی دولت را بر حق الضرب براساس توابع واکنش آنی، نشان داده است. مطابق نمودار (ب)، این تغییر، طی سال اول، اثر منفی داشته، اما خیلی زود به سمت مثبت شدن حرکت کرده و سپس اثرش از میان می‌رود. از آنجا که در کشورهای عضو اوپک، کارآیی دولت در بیشتر کشورها بجز کویت و امارات، مقداری منفی و کم‌نوسانی دارد، این موضوع نشان می‌دهد که تغییرات آن، نتوانسته چندان تأثیری بر حق الضرب ایجاد نماید.

نمودار (ج)، تأثیر یک تکانه مثبت تغییر در حاکمیت قانون را بر حق الضرب براساس توابع واکنش آنی نشان داده است. مطابق نمودار، اثر این تکانه، منفی بوده و پس از سه سال از میان می‌رود. در واقع، این نمودار، نشان داده است که در کشورهای عضو اوپک، تغییرات مثبت در حاکمیت قانون موجب شده تا به‌کارگیری حق الضرب توسط دولت‌ها در کوتاه مدت کاهش یابد.

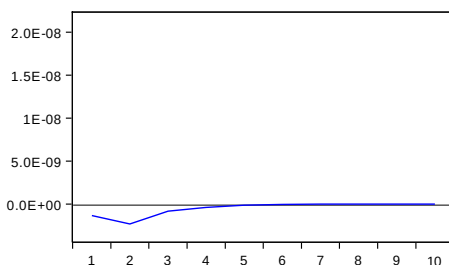
نمودار (د)، تأثیر یک تکانه مثبت در تغییرات کیفیت تنظیم‌کنندگی را بر حق الضرب براساس توابع واکنش آنی نشان داده است. مطابق نمودار، تغییر مثبت در این شاخص، تأثیر منفی بر میزان استفاده دولت‌ها از حق الضرب داشته و اثر تکانه تغییرات آن بعد از دوره دوم، رو به کاهش می‌نهد.

نمودار (ه)، تأثیر یک تکانه مثبت تغییرات ثبات سیاسی یا نبود خشونت و تروریسم را بر حق الضرب براساس توابع واکنش آنی، نشان داده است. براساس نمودار (ه)، افزایش تغییرات در ثبات سیاسی در کشورهای عضو اوپک، موجب افزایش حق الضرب طی یک دوره پنج ساله می‌گردد. با توجه به تلاطم‌های سیاسی در برخی از کشورهای مورد بررسی، بهبود ثبات سیاسی و پس از آن، نیاز دولت‌ها به سرمایه‌گذاری برای توسعه، موجب افزایش هزینه‌ها و استفاده بیشتر از حق الضرب گردیده است.

مطابق نمودار (و)، در کشورهای عضو اوپک، تأثیر یک تکانه مثبت در پاسخگویی دولت‌ها، باعث شده استفاده از حق الضرب کاهش یابد و اثر این تغییر تا هفت سال باقی مانده است. این موضوع مؤید طولانی بودن اثرات تغییرات نهادی مانند حکمرانی خوب بر حق الضرب می‌باشد.

شاخص ترکیبی

با توجه به متفاوت بودن نتایج شاخص‌های مختلف، برای آنکه در مجموع اثر حکمرانی خوب را بر حق‌الضرب بررسی کنیم، از شاخص ترکیبی حکمرانی خوب استفاده می‌کنیم. از آنجا که تعیین اهمیت و ضریب وزنی برای هر یک از شاخص‌های شش‌گانه در کشورهای مختلف، می‌تواند کاملاً متفاوت باشد و این شاخص‌ها در مواردی به‌صورت حسی محاسبه، همچنین ملاحظات کیفی مختلف در محاسبه آنها، توسط بانک جهانی منظور شده است، میانگین حسابی شش شاخص را، به‌عنوان بهترین نماینده برای تعیین شاخص ترکیبی، استفاده کرده‌ایم.



نمودار (ز): اثر تکانه شاخص ترکیبی حکمرانی خوب بر روی حق‌الضرب

نمودار (ز)، تأثیر یک تکانه مثبت تغییر شاخص ترکیبی حکمرانی خوب را بر حق‌الضرب براساس توابع واکنش آنی، نشان داده است. در مجموع، براساس مجموعه معیارهای مختلف محاسبه شده برای حکمرانی خوب، انتظار می‌رود رابطه میان این متغیر و حق‌الضرب به‌صورت معکوس باشد که نمودار (ز) نیز مؤید همین موضوع است. چنان‌که ملاحظه می‌گردد، اثر تکانه هرچند کوچک است، اما مدت‌زمان زیادی باقی می‌ماند. بر اثر ماهیت نهادی متغیر، اثر تکانه تا ۵ سال و نیم باقی می‌ماند و این موضوع نیز تأییدکننده ماندگاری آثار اصلاحات نهادی و اثر بلندمدت حکمرانی خوب بر حق‌الضرب است.

۷. تجزیه واریانس

با توجه به تعدد شاخص‌های حکمرانی خوب و بالا رفتن حجم مقاله، از آوردن نتایج آنالیز واریانس خودداری می‌شود؛ اما این نتایج در دفتر نشریه موجود و قابل دسترسی است. تحلیل واریانس، نشان داده است که عمده نوسانات متغیر حق‌الضرب توسط خودش توضیح داده می‌شود و طی ده سال به آهستگی کاهش یافته است. معمولاً بیشترین تغییرات در تحلیل واریانس توسط خود متغیرها توضیح داده می‌شود. در اینجا نیز حق‌الضرب دوره گذشته، بهترین توضیح‌دهنده دوره بعد می‌باشد. باید توجه نمود به‌ویژه در کشورهای عضو اوپک، دولت‌ها برای حفظ ثبات نرخ ارز به‌طور برونزا

ذخایر ارزی بانک مرکزی و در نتیجه، پایه پولی را تغییر می‌دهند. این موضوع نیز می‌تواند دلیلی برای خودتوضیحی بالای حق الضرب باشد.

نکته مهم دیگر، آن است که تغییرات شاخص حکمرانی خوب، طی دوره مورد بررسی که آمار مربوطه محاسبه و منتشر شده، برای کشورهای عضو اوپک بین $2/3$ تا $1/5$ تغییر نموده، در صورتی که دامنه آن می‌تواند از $2/5$ تا $2/5$ باشد. همین‌طور میزان انحراف معیار شاخص‌ها نیز بین $49/1$ تا $1/02$ تغییر نموده است. هرچند این موضوع از ماهیت نهادی متغیر برمی‌خیزد، این مقدار نوسان، نشان از آن دارد که طی دوره مورد بررسی، تغییر چشمگیری در شیوه حکمرانی در کشورها به‌وقوع نپیوسته تا اثر مثبت آن را در کاهش استفاده از حق الضرب به‌صورت جدی‌تری مشاهده کنیم. در مجموع براساس نتایج تحلیل واریانس، بعد از خود متغیر حق الضرب، حکمرانی خوب نیز توانسته به‌صورتی باثبات بیشتر از رشد بخش کشاورزی و نفت تغییرات حق الضرب را توضیح دهد.

۸. بحث و نتیجه‌گیری

در مسیر شناسایی رفتار دولت‌ها در زمینه استفاده از حق الضرب، بسیاری از تحقیقات پیشین، تمرکز خود را بر روی متغیرهای اقتصادی قرار داده‌اند، اما در سال‌های اخیر، نگاه‌های عمیق‌تر به عوامل تأثیرگذار، محققان را متوجه عوامل نهادی نموده است. لذا این تحقیق، اثر حکمرانی خوب و شاخص‌های شش‌گانه آن را بر موضوع پراهمیت استفاده دولت از حق الضرب از ابعادی جدید بررسی نموده است. با توجه به آنکه شاخص‌های حکمرانی خوب در ایران و بیشتر کشورهای عضو اوپک، متأسفانه منفی بوده و از نوسان قابل‌ملاحظه‌ای هم برخوردار نبوده، با این‌وجود، بر اساس یافته‌های این تحقیق، با احتیاط می‌توان گفت، رابطه معکوس میان حکمرانی خوب و استفاده از حق الضرب مورد تأیید قرار گرفته است.

این تحقیق، از شش فاکتور تعیین‌کننده حکمرانی خوب برای چهار عامل، رابطه معکوس میان حکمرانی خوب و استفاده دولت از حق الضرب را برای کشورهای عضو اوپک تأیید نموده است؛ یعنی تکانه مثبت در کنترل فساد، تغییر در حاکمیت قانون، تغییرات کیفیت تنظیم‌کنندگی و پاسخگویی دولت‌ها به علت اثراتی که بر هزینه‌ها و درآمدهای دولت‌ها داشته‌اند، موجب کاهش استفاده بیش از حد دولت‌ها از حق الضرب شده‌اند.

نتایج تحقیق تنها در مورد تغییرات در "ثبات سیاسی و نبود خشم و تروریسم" و "اثر بخشی دولت"، رابطه منفی میان آنها و حق الضرب را نشان نداده است. عوامل متعددی می‌تواند باعث این امر شود، از جمله با توجه به اینکه کشورهای مورد مطالعه از کشورهای در حال توسعه می‌باشند، هزینه‌های دولت با بهبود ثبات سیاسی با دنبال کردن برنامه‌های توسعه، به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای افزایش پیدا می‌کند. همچنین از آنجا که در کشورهای عضو اوپک، کارآیی دولت در بیشتر کشورها

بجز کویت و امارات، مقادیری منفی و کم‌نوسان می‌باشد، تغییرات اثربخشی دولت نیز نتوانسته چندان تأثیری بر حق‌الضرب ایجاد نماید.

چنانکه اشاره شد، در تحقیقات مختلف، اثرات مثبت بهبود حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی، مورد تأیید قرار گرفته، و با کمی احتیاط می‌توان گفت، در این تحقیق نیز نشان داده شد که بهبود حکمرانی خوب، باعث کمتر شدن تأمین مالی تورمی و در واقع، استفاده کمتر دولت‌ها از حق‌الضرب می‌شود. بنابراین، برقراری مستلزمات بهره‌مندی از حکمرانی بهتر، در جوامع کشورهای عضو اوپک، موجب می‌شود، یکی از مهم‌ترین مبادی ایجاد تورم که استفاده دولت از حق‌الضرب است، مهار گردد. برقراری حکمرانی خوب برپایه ساختارهای متناسب اقتصادی، سیاسی، فرهنگی و اجتماعی ممکن می‌گردد؛ اما تصمیم و خواست حاکمان برای برقراری آن، بی‌شک از مؤثرترین عوامل در این مسیر است.

بررسی وضعیت حکمرانی و حق‌الضرب در ایران نیز نشان داد که ایران، هم اتکای بیشتری نسبت به متوسط اعضای اوپک به تأمین مالی تورمی یا استفاده از حق‌الضرب دارد و هم، شاخص‌های حکمرانی در ایران از متوسط کشورهای منتخب پایین‌تر می‌باشد. بنابراین، با توجه به نتایج حاصله از تحلیل توابع واکنش در تحلیل تجربی، لزوم توجه به تغییر و بهبود شیوه‌های حاکمیت و اداره امور کشور بسیار ضروری است تا بدین وسیله، حکمرانی پولی نیز بهبود یابد و استفاده دولت از حق‌الضرب محدود گردد.

References

- Alesina, A. (1998). The political economy of high and low growth. in *Annual World Bank Conference on Development Economics*, 1997, Washington DC World Bank.
- Asgari, Mohammad Mehdi. (2005). Factors affecting inflation tax: Theoretical analysis. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 13(36), 77-109. [In Persian]
- Awad, Ibrahim L. (2023). A comparative study of seigniorage: Egypt and Qatar. *Economic Studies Journal*, Bulgarian Academy of Sciences - Economic Research Institute, issue 4, 172-190.
- Aisen, Ari, Francisco, José Veiga. (2005). The political economy of seigniorage. *IMF Working Paper*, ISBN/ISSN: 9781451861945/1018-5941
- Buiter, W. (2007). Seigniorage. *NBER Working Paper*, 12919.
- Chong, A. and Gradstein, M. (2004). Inequality and Institution. *Research Department Working Paper*, No. 506, Inter-American Development Bank: New York, NY.
- Darvishani, Darabi, Kaveh and Youssef Mahnateh. (2016). Theoretical and empirical study of the relationship between Central Bank independence and good governance. *Quarterly Journal of Economic Policy Making*, University of Al-Zahra, Fourth Year, No. 10. [In Persian]
- Delangizan, Sohrab and Sohaili, Kiomars and Khalooei, Elaha, (2011) , Determining the Seigniorage Threshold to GDP and Its Effect on Economic Growth (Case Study: Iran), *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 11 (1). [In Persian]
URL: <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-2557-fa.html>
- Feng, Y. (2003). *Democracy, Governance and Economic performance: Theory and Evidence*. Cambridge: MA, MIT press.
- Friedman, M. (1971). The revenue from inflation. *J. Pol. Econ.*, 79, 841-856.
- Ghadimi, Maryam, Rabiei, Mahnaz, Duvani, Abdulah and Shahabadi, Abolfazl. (2020). Investigating the effect of institutional quality (corruption) and financial powerlessness (central bank independence) on optimal monetary policy using DSGE and STAR Approaches. *Applied Economic Theories*, 7(3), 241-280. [In Persian] doi: 10.22034/ecoj.2020.12262
- Huang, H., & Wei. S. J. (2006). Monetary policies for developing countries: The role of institutional quality. *Journal of International Economics*, 2(70), 225-39.
- Jafari Samimi, Ahmad and Rashid Shamkhale, Ali. (1997). Investigation of the importance and influential factors of inflation tax in Iran, *Economic Research Journal*, University of Tehran, No. 50. [In Persian]
- Knack, S. (Ed). (2003). *Democracy, Governance and Growth*, Ann Arbor: The University of Michigan Press.
- Knack, S. and Keefer, P. (2003). Does Social Capital Have an Economic Payoff: A Cross-Country Empirical Investigation, in Knack, S. (E d). *Democracy Governance and Growth*, Ann Arbor: The university of Michigan Press.

- Komijani, Akbar and Salatani, Parvaneh. (2008). The impact of good governance on economic growth in selected OPEC and OECD Countries. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, Second Year, No. 2, No. 6, Winter, 24-1. [In Persian]
- La porto, R., Lopez- de- silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R. (1998). The quality of government. *Journal of Law, Economics and Organization*, 15 (1), 222-279.
- Li, Shaomin, Filer Larry. (2007). The effect of governance environment on the choice of investment mode and the strategic implications”, *Journal of World Business*, 42, 80-98.
- Lydia, Aina Abiola. (2012). Political and economic determinants of seigniorage in Nigeria. *Journal of Social Science and Public Policy*, Vol. 4, 24-34.
- Marty, A. (1967). Growth and the welfare cost of inflationary finance. *J. Pol. Econ.*, 75, 71-76.
- Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 (3), 681-712.
- Minea, A., & Villieu, P. (2009). Can inflation targeting promote institutional quality in developing countries?. In *The 26th. Symposium on Money, Banking and Finance*, University of Orléans, 1, 25-26.
- Mohammadzadeh, Yousef, Hekmati, Fereid, Samad and Sharifi, Elmira. (2017). The effect of government size on good governance and economic performance in selected countries. *Economic Growth and Development Research*, 7(26), 97-112. [In Persian]
- Motefakher Azad, Mohammad Ali, Asadzadeh, Ahmad and Gorshasbi, Saeed. (2013). The impact of good governance on gross domestic product, *Economic and Social Sociology and Development*, Period 2, No. 1. 2322-4371. [In Persian]
- Moradi M A, Tajick Khaveh M. Money Demand and Seigniorage in Iran: 1342-1386. (2011)The Economic Research (Sustainable Growth and Development); 10 (4) :41-67[In Persian]
- <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-4655-fa.html>
- Motahari Nezhad, Abbas and Nasrallah, Zahra. (2022). Explaining the Non-Linear Relationship between Money Creation and Rule of Law with Threshold Approach. *Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, Vol. 23, No. 4, 107-129 [In Persian]
- Motahari Nezhad, Abbas and Nasrallah, Zahra. (2022). Money and the rule of law in Iran. *Econometric Modeling*, 7(2), 95-123. [In Persian]
- doi: 10.22075/jem.2022.27726.1748
- Myles, Gareth D., Yousefi, Hana. (2015). Corruption and seigniorage. *Journal of Public Economic Theory*, Vol. 17, Issue 4, Special Issue: Governance and political economy, 480-503. <https://doi.org/10.1111/jpet.12119>
- Mohammed, Dhannoon Mohammed, Bashar Ahmed Al-Iraqi. (2021). The effect of corruption on seigniorage: Applying on a sample of oil and non-oil countries. University of Kirkuk. *Journal For Administrative and Economic Science*, Vol. 11, Issue 2, 340-367.

- Rezaei, Ali, Mazaheri Tahmasb, Tossehli Rukn, Abadi, Majid. (2020). The relationship between good governance and central bank independence using Canonical correlation analysis. *Journal of Political and International Studies*, 11(44), 253-269. [In Persian]
- Romer, D. (2011). *Advanced Macroeconomics*. fourth edition, McGraw-Hill.
- Sedarmayanti. (2012). *Good Governance Kepemerintahan Yang Baik Bagian Pertama*. Mandar Maju, Bandung.
- Taqi Nezhad Imran, Vahid, Ilmi, Zahra Mila, & Ramadan Pour, Mobin. (2022). The impact of political variables on the relationship between inflation and income inequality in selected countries (D8 and OECD). *Scientific Journal of Economic Modeling*, 16(58), 85-101. [In Persian]
doi:10.30495/eco.2022.1954261.2637
- Sabbaghe Kermani, Majid, Yavari, Kazem, Mousavi Nik, Seyed Hadi, Bagheri Por Mehr, Shoeleh, (2014), The Impact of Fiscal Dominance on Inflation Rate in Iran Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 14 (1) :1-26. [In Persian] URL: <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-10903-fa.html>
- Thuy, Tien Ho, Van Bon Nguyen, & Thi, Bao Ngoc Nguyen. (2021). The different role of governance in the fiscal deficit-inflation between developed and developing countries. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, doi:10.1080/17520843.2021.1973787
- Varesousaz, Behnaz, Ghafari, Farhad, Hussein, Seyyed Shamseddin and Mammarnjad, Abbas. (2020). The impact of the expansion of cryptocurrencies (Bitcoin) on the demand for money and inflation tax in the framework of the DSGE dynamic random equilibrium model. *Journal of Economic Strategy*, Ninth Year, Thirty-Fourth Issue, Autumn, 165-197. [In Persian]
- Vatanpour, Mohammad. (2003). Investigating the factors affecting inflation tax in the Iranian economy (2001-1921). *Economic Research Journal*, 3(10), 157-176. [In Persian]
- Zahiri, Manahi, Zayandeh Roodi, Mohsen and Jalaei Esfand Abadi, Seyed Abdolmajid. (2022). The Impact of Good Governance Dimensions on Sustainable Development in Selected Countries (OPEC Plus Countries). *Bi-Annual Scientific Journal of Economic Studies and Policies*, 9(1), 170-193. [In Persian]
doi:10.22096/esp.2022.136770.1416
<https://data.imf.org>
<https://tsd.cbi.ir/>
<https://databank.worldbank.org>.

Good Governance and Seigniorage in a Selected OPEC Countries and Iran

Ali Rashid shamkhal¹
Kambiz Paykarjou²
Baytollah Akbari moghadam³

Received: 2024/1/13

Accepted: 2024/2/12

Aim and Introduction

Seigniorage, in addition to being a crucial economic tool, holds a significant position in terms of governance for governments. The way governments manage the power obtained through seigniorage can be influenced by granting independence to the central bank or by adhering to principles of good governance within social institutions. Good governance has several positive effects on government revenues and efficiency. While the use of seigniorage may initially appear as a natural right of governments, if it leads to a faster growth rate of money compared to economic growth, it can result in inflation and impose inflationary taxes.

According to the theory of financial dominance, the practice of monetizing deficits undermines the independence of the central bank, rendering it unable to exercise proper monetary control and policymaking. In countries that are members of the OPEC cartel, where government budgets are often closely tied to oil revenues, budget deficits can be influenced by fluctuations in oil prices, which can incentivize governments to use seigniorage more frequently. Additionally, in the context of good governance, covering up government inefficiency and corruption can also serve as an incentive for increased use of seigniorage. This research focuses on exploring the relationship between good governance and seigniorage in OPEC member countries that have access to oil revenues.

Methodology

This study has employed a panel vector autoregression model to investigate the relationship between good governance and seigniorage among the member countries of the Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC) during the period of 1995-2020.

-
1. Ph. D. Student of Economic, Tehran Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: shamkhal@qiau.ac.ir
 2. Assistant Professor, Economic Department, Tehran Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.(Corresponding Author), E-mail: dr.k.peykarjou@gmail.com
 3. Associate professor, Economic Department, Qazvin Branch of Islamic Azad University, Qazvin, Iran. E-mail: akbari.beitollah@gmail.com

Findings

Among the OPEC members, four out of the six facets of good governance were found to have a negative correlation with the government's use of seigniorage. However, no statistically significant correlation was observed between other facets, namely changes in political stability and the absence of violence and terrorism, government effectiveness, and the government's use of seigniorage. The findings also indicated long-term effects of good governance shocks, as an institutional factor, on seigniorage, lasting for up to seven years. Therefore, this study cautiously confirms the negative correlation between the good governance index and the government's use of seigniorage.

Discussion and Conclusion

In OPEC member countries, where governments also control oil revenues, good governance can play a role in managing these revenues. Oil revenues have two effects on government decisions; an income effect and a monetary effect. In terms of income, it increases the government's available revenues, while in terms of money, it can contribute to the country's monetary base. However, unless the domestic equivalent of money is received from the central bank and introduced into the domestic economy, it does not lead to a change in the monetary base and inflationary effects. In countries with active and effective social institutions, better governance enables governments to use oil revenues more efficiently, often directing them towards investment funds to increase the country's wealth. Therefore, the impact of oil revenues on seigniorage in OPEC member countries is determined by the combined effect of these two outcomes. Furthermore, good and efficient governance by the government leads to a reduction in government expenditures, subsequently reducing the need for inflationary financing and the use of seigniorage. Good governance, considering factors such as responsiveness and the political costs of the government when using seigniorage, increases the costs and reduces the government's inclination to rely on inflationary financing.

The research results did not indicate a negative relationship between the variables of "political stability and absence of violence/terrorism" and "government effectiveness." Several factors may contribute to this finding, including the fact that the studied countries are developing nations where government expenditures increase significantly with improved political stability through development programs. Moreover, except for Kuwait and the United Arab Emirates, the government's efficiency in most OPEC member countries is somewhat negative and exhibits low volatility, which may explain the lack of significant impact from changes in government effectiveness on seigniorage.

As various studies have confirmed, improving good governance has positive effects on economic growth. With some caution, this research suggests that enhancing good governance leads to less inflationary financing and reduced

government reliance on seigniorage. Therefore, establishing the necessary conditions for better governance in OPEC member countries can help curb inflation, which is one of the main consequences of the government's reliance on seigniorage. Establishing good governance based on appropriate economic, political, cultural, and social structures is feasible, but the decision and willingness of rulers to implement it undoubtedly remain among the most influential factors in this endeavor.

The investigation of good governance and the seigniorage in Iran also demonstrates that Iran relies more on the average OPEC members for inflationary financing or using the seigniorage, and its governance indicators are lower than the selected countries' average. Therefore, based on the results obtained from the analysis of response functions in empirical analysis, it is essential to pay attention to changing and improving the methods of governance and administration of the country. This way, monetary governance can be improved, and the government's use of the seigniorage can be limited.

Keywords: Seigniorage, Good Governance, OPEC

JEL Classification: E51, H11, C32

تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز و مقایسه روش‌های اختلافات دوسویه و متغیرهای منفرد

امیررضا سوری^۱فاطمه پناهی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۰

چکیده

هدف از تدوین این مقاله، مقایسه دو روش اختلافات دوسویه و متغیرهای منفرد است. بدین منظور، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز با هر دو روش برآورد شده است. مدل مورد استفاده تحقیق، مدل پولی با قیمت‌های چسبیده (SPMM) است که برای دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و کمتر توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۲ به صورت فصلی، برآورد شده است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز در کشورهای کمتر توسعه‌یافته، قوی‌تر از کشورهای توسعه‌یافته است؛ به عبارتی، نرخ ارز در کشورهای توسعه‌یافته از ثبات بیشتری نسبت به کشورهای کمتر توسعه‌یافته برخوردار است. همچنین استفاده از روش متغیرهای منفرد نسبت به روش اختلافات دوسویه با دقت بیشتری، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز را تبیین می‌کند، اما ممکن است دقت برآوردها در شرایط خاص کاهش یابد. بنابراین، مهم است که هنگام انتخاب روش برآورد، به عواملی همچون پیچیدگی مدل، اندازه خطا و اندازه نمونه توجه شود.

همچنین در این مقاله، به منظور بهبود دقت برآوردها از شبکه الاستیک (Elastic Net) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تخمین مدل‌ها با استفاده از روش متغیرهای منفرد و شبکه الاستیک، منجر به MSE پایین‌تری نسبت به روش اختلافات دوسویه می‌شود. ضمن اینکه کاهش MSE در میان کشورهای کمتر توسعه‌یافته، بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته است.

واژگای کلیدی: نرخ ارز، متغیرهای کلان اقتصادی، مدل پولی با قیمت‌های چسبیده، شبکه الاستیک

طبقه‌بندی JEL: G15

۱. دکتری اقتصاد، استادیار مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

amirsoori@gmail.com

zhilapanahi59@gmail.com

۲. پژوهشگر مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران.

۱. مقدمه

برای تعیین نرخ ارز و بررسی عوامل مؤثر بر آن، تاکنون مدل‌های متعددی ارائه شده است. یکی از مهمترین مدل‌ها، مدل پولی تعیین نرخ ارز است که دارای نگرشی بلندمدت در تعیین نرخ ارز بوده و رابطه بین متغیرهای پولی و نرخ ارز اسمی را مورد بررسی قرار می‌دهد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۰). مدل پولی به دو مدل پولی با قیمت انعطاف‌پذیر (FPM)^۱ و مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (SPMM)^۲ تقسیم می‌شود. مدل پولی نرخ ارز با قیمت‌های چسبنده، فرض انعطاف‌پذیری کامل قیمت‌ها را کنار گذاشته و بیان می‌دارد که قیمت‌ها در بازار ارز و در بازار پول انعطاف‌پذیر، ولی در بازار کالا چسبنده هستند. مدل پولی نرخ ارز با قیمت‌های انعطاف‌پذیر، فرض را بر این می‌گذارد که در بازار کالاها، قیمت‌ها انعطاف‌پذیرند و همچنین تغییرات نرخ ارز را به عدم تعادل در بازار پول ربط می‌دهد.

در این پژوهش، با استفاده از مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (SPMM)، به بررسی تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ بهره واقعی (IR)، تورم مصرف‌کننده (IN) و نقدینگی (M2) بر نرخ ارز در کشورهای توسعه یافته و کشورهای کمتر توسعه یافته، پرداخته شده است. ضمن اینکه برای برآورد مدل دورنبوش^۳ از دو روش اختلافات دوسویه و متغیرهای منفرد استفاده شده، و همچنین این دو روش با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

به‌منظور بهبود دقت برآوردها، از شبکه الاستیک (یک تکنیک یادگیری ماشین) استفاده شده است، زیرا دارای اثر انتخابی است و تنها متغیرهای آموزنده‌تر را حفظ، و بقیه متغیرها را صفر می‌کند. این امر، موجب کاهش خطای مربعات میانگین بیرون از نمونه^۴ (MSE خارج از نمونه) می‌شود و با حذف متغیرهایی که اطلاعات اضافی کمی ارائه می‌دهند، همبستگی متغیرهای کلان را تعدیل می‌کند (پلکندراس و همکاران^۵، ۲۰۱۵؛ لی و همکاران^۶، ۲۰۱۵؛ ایمت و همکاران^۷، ۲۰۱۸).

ساختار این مقاله بدین شرح است که ابتدا، به بررسی ادبیات نظری عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر نرخ ارز پرداخته، در بخش دوم، روش شناسی تحقیق تشریح و داده‌ها و روش مورد استفاده توضیح داده شده، در بخش سوم، الگوی تجربی و نتایج مطالعه تشریح، و در نهایت در بخش جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده است.

-
1. Flexible Prices Monetary
 2. Sticky Prices Monetary Model
 3. Dornbusch
 4. out-of-sample mean squared error
 5. Plakandras et al. (2015)
 6. Li et al. (2015)
 7. Amat et al. (2018)

۱. ادبیات موضوع

تا قبل از سال ۱۹۷۰، الگوهای رایج تعیین نرخ ارز براساس سطح قیمت‌های نسبی و جریان‌های تجاری و کشش‌های عرضه و تقاضای ارز بوده است. نوسانات شدید نرخ ارز در سال‌های بعد از شناورسازی آن، این ایده را در افکار اقتصاددانان شکل داد که نوسانات آن بسیار شبیه قیمت‌ها در بازار دارایی است و به نظر می‌رسد که تحت تأثیر شرایط پولی قرار دارد. از آن سال به بعد، ادبیات نظری تعیین نرخ ارز به طرف الگوهای مبتنی بر بازار دارایی معطوف گردید که در آن، نقش کلیدی نرخ ارز، به‌عنوان قیمت نسبی پول ملی کشورها به‌جای قیمت محصولات ملی است (برانسون و همکاران، ۱۹۷۷). به‌طور کلی، مدل‌های پولی به دو گروه عمده تقسیم می‌شود:

الف) مدل پولی با قیمت‌های انعطاف‌پذیر

یکی از مدل‌های پولی نرخ ارز، مدل پولی با قیمت انعطاف‌پذیر (FLM) است. این مدل توسط استوکمن و لوکاس^۲ مطرح شد. فرض بر این است که تقاضای پول ثابت است؛ از این‌رو، یک تغییر نسبی در عرضه پول، منجر به تغییر ارزش پول ملی به همان میزان خواهد شد و تغییرات در سطوح محصول و نرخ‌های بهره، از طریق تأثیر بر تقاضای پول نیز به‌طور غیرمستقیم روی نرخ ارز تأثیر می‌گذارند. اگرچه در اغلب استدلال‌های رهیافت پولی انعطاف‌پذیر، از این مدل استفاده می‌شود، ولی به نظر می‌رسد بیشتر برای نشان دادن روابط بلندمدت مناسب است (تقوی و محمدی، ۲۰۱۱).

ب) مدل‌های پولی با قیمت‌های چسبنده

مشکل مدل پولی با قیمت انعطاف‌پذیر، برقراری برابری قدرت خرید (PPP)^۴ به‌طور پیوسته است که در این حالت، نرخ حقیقی ارز در یک مقدار ثابت باقی می‌ماند که با آنچه در حقیقت اتفاق افتاده، تطابق ندارد. در واقع بعد از شناورسازی ارزها، نرخ حقیقی ارز کشورها نوسانات زیادی داشته است که نشان‌دهنده تغییر در قدرت رقابت بین‌المللی است. بنابراین، جهت توضیح این مسئله، براساس مطالعات دورنبوش، دومین نسل از مدل‌های پولی پدید آمد. این الگو، امکان می‌دهد که نرخ اسمی و حقیقی ارز و نرخ بهره در برابر پاسخ به اطلاعات جدید از سطح تعادل بلندمدت خود افزایش یا کاهش سریع داشته باشد، و اگر سایر متغیرها (مانند قیمت کالاها) تغییرات تدریجی داشته باشند، در این مدل، فرض پیوسته برابری قدرت خرید رها شده و فقط برای بلندمدت در نظر گرفته می‌شود و تغییرات نرخ ارز و نرخ بهره، بار چسبنده بودن قیمت‌ها را بر دوش می‌کنند.

مدل دورنبوش به وضوح، نرخ تعادلی ارز را در بلندمدت، نرخی می‌داند که به‌وسیله برابری قدرت خرید تعیین می‌شود و عنوان می‌کند که شوک‌های پولی در کوتاه‌مدت باعث انحراف نرخ ارز از این تعادل بلند مدت می‌شود؛ برای مثال اگر حجم پول افزایش یابد، بلافاصله عرضه حقیقی پول زیاد

1. Branson et al. (1977)

2. Stokm and Lucas

3. Taghavi, & Mohammadi (2011)

4. Purchasing power parity Model

شده (چون قیمت‌ها در کوتاه‌مدت ثابت هستند)، برای جبران مازاد عرضه در بازار پول، نرخ بهره داخلی کاهش می‌یابد (چون تقاضا برای خرید اوراق داخلی زیاد شده و قیمت اوراق قرضه بالا می‌رود). کاهش نرخ بهره داخلی، باعث ایجاد جریان خروج سرمایه و افزایش نرخ ارز می‌شود؛ اما نرخ ارز جهشی بیش از مقدار تعادلی دارد، به این دلیل که افراد تا جایی به خارج کردن سرمایه ادامه می‌دهند که سودی که از این کار به دست می‌آورند، برابر صفر شود. این اتفاق زمانی رخ می‌دهد که نرخ ارز با بیشتر شدن از حد تعادلی، موجب شکل گرفتن انتظاراتی می‌شود که برابر اختلاف نرخ بهره داخلی و خارجی است. این شرایط یک تعادل کوتاه‌مدت را شکل می‌دهد. با گذشت زمان قیمت‌ها شروع به افزایش می‌کنند، در نتیجه نرخ بهره افزایش و نرخ ارز کاهش پیدا می‌کند تا به سطح تعادلی جدید برسد.

تغییرات نرخ ارز بر قیمت کالاهای داخلی در بازار خارجی و همچنین بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی در بازار داخلی تأثیر می‌گذارد و به همین دلیل یکی از اساسی‌ترین عواملی است که بر صادرات و واردات، تراز پرداخت‌ها، ذخایر ارزی و درنهایت، بر رشد اقتصادی، اشتغال و ... اثرگذار خواهد بود (میرمحمدی و همکاران، ۱۴۰۰).

با توجه به اینکه در مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (SPMM) که توسط دورنبوش (۱۹۷۶) و استوکمن و همکاران (۱۹۸۰) ارائه شد، فرض می‌کند که اختلاف بین اقتصادهای مختلف در نرخ تورم، نرخ بهره، عرضه پول و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، بر تغییرات نرخ ارز تأثیر می‌گذارد. در ادامه به توضیح مختصری درخصوص هر کدام از متغیرها پرداخته شده است.

نرخ بهره: بهایی است که به سرمایه قرض گرفته شده تعلق می‌گیرد. برای تعیین میزان اثرگذاری نرخ بهره بر نوسانات ارز، معمولاً از نرخ بهره واقعی استفاده می‌شود؛ زیرا نرخ بهره اسمی در برخی کشورها از جمله ایران به صورت دستوری تعیین می‌شود. طبق تعریف صندوق بین‌المللی پول، نرخ بهره واقعی، نرخ بهره وام است که به وسیله تورم تعدیل شده است. براساس مدل تعادل سبد دارایی (برانسون و همکاران، ۱۹۷۷) زمانی که نرخ بهره واقعی کشوری بیشتر باشد، منجر به ورود سرمایه خارجی به آن کشور می‌شود. از آنجا که سرمایه خارجی تبدیل به پول داخلی و سپس سپرده‌گذاری یا سرمایه‌گذاری می‌شود، تقاضا برای پول داخلی افزایش یافته و نرخ ارز کاهش می‌یابد. در نتیجه کاهش تقاضا برای ارز، قیمت ارز کم می‌شود. همچنین کاهش نرخ بهره خارجی موجب کاهش تقاضا برای دارایی‌های خارجی و بنابراین، کاهش تقاضا برای پول خارجی می‌شود که به افزایش پول داخل (کاهش نرخ ارز) منجر خواهد شد. بنابر این اگر نرخ بهره داخلی کاهش یابد، تقاضا برای اوراق خارجی افزایش پیدا می‌کند که منجر به کاهش ارزش پول داخل (افزایش نرخ ارز) خواهد شد (رحیمی بروجردی، ۱۳۷۹).

نرخ تورم: تورم به معنای افزایش مداوم و بی‌رویه سطح عمومی قیمت‌ها است. براساس مفهوم نسبی برابری قدرت خرید (گوستاو کسل، ۱۹۲۰) از تفاضل نرخ تورم داخل و خارج از کشور می‌توان کاهش و یا افزایش ارزش پول داخلی را نشان داد. اگر نرخ تورم داخل از خارج بزرگ‌تر باشد، از قدرت

رقابت‌پذیری کالاهای داخلی کاسته شده و در نتیجه، صادرات کاهش و واردات افزایش یافته و به دنبال آن، منحنی تقاضای ارز به سمت راست تغییر مکان می‌دهد و از سوی دیگر، به علت کاهش صادرات، منحنی عرضه به چپ حرکت کرده و در نتیجه، نرخ ارز افزایش می‌یابد؛ یعنی ارزش پول داخلی با کاهش مواجه می‌شود (بروجردی، ۱۳۷۹). بنابراین، رابطه تفاضل تورم و بازده نرخ ارز طبق این نظریه، مثبت خواهد شد. همچنین به نظر فرانکل (۱۹۷۶، به نقل از رحیمی بروجردی، ۱۳۷۹) در مدل قیمت‌های چسبنده نرخ ارز تابعی از نرخ تورم تفاضلی بلندمدت بین کشورهای داخلی و خارجی است.

نقدینگی: نتایج مطالعات ملوین و تیلور (۲۰۰۹)، مانسینی و همکاران (۲۰۱۱) و بانتی و فیلاکتیس (۲۰۱۵)، در کشورهای توسعه یافته، حاکی از آن است که افزایش شدید نقدینگی در اقتصادهای نوظهور، عامل مهم نوسان نرخ ارز بوده است؛ از سوی دیگر، کشورهای نوظهور، سیاست‌های غیرمتعارف پولی در کشورهای پیشرفته را عامل مهم نوسانات نرخ ارز در نظر می‌گیرند (فام، ۲۰۱۸). بنابراین، به دلیل اینکه نرخ ارز یکی از شاخص‌های مهم در اقتصاد هر کشور محسوب می‌شود و وضعیت داخلی و بین‌المللی اقتصاد را از حیث رقابت‌پذیری تبیین می‌نماید، هرگونه تغییر در متغیرهای پولی نظیر نقدینگی، باعث نوسان و بی‌ثباتی در عملکرد نرخ ارز می‌شود.

تولید ناخالص داخلی: دورنبوش و اسمیت (۱۹۸۲ و ۱۹۸۱)، این مسئله را در مورد کشورهای صنعتی واردکننده نفت بررسی کرده‌اند. آنان معتقدند که به علت پایین بودن کشش در قیمت واردات و صادرات در این کشورها، کاهش ارزش پول ملی، احتمالاً آثار حقیقی منفی بر تولید خواهد داشت. کروگمن و تیلور (۱۹۷۸) نیز با استفاده از چهارچوب ارائه شده کینز، و نیز مطالب طرفداران مکتب پولی و مفروضات مربوط به آن، نشان دادند که کاهش ارزش پول ملی، اثر انقباضی بر تولید و اشتغال دارد. به اعتقاد آنان، تمام این شرایط در همه کشورها به خصوص کشورهای کمتر توسعه یافته صدق می‌کند و در این کشورها، رکود ناشی از کاهش ارزش پول داخلی، بیشتر از احتمال رونق آن است.

۲. پیشینه تحقیق

گروندلر و همکاران^۱ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین سیاست پولی و شوک اطلاعات با نرخ ارز پرداختند. در این مطالعه، از یک مدل خود رگرسیون برداری و اطلاعات بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۰ استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌داد که شوک سیاست پولی، منجر به جهش در نرخ ارز می‌شود.

کیم و لیم^۲ (۲۰۲۲)، در مقاله‌ای به بررسی اثر شوک سیاست پولی بر نرخ ارز در کشورهای نوظهور پرداختند. در این مطالعه، از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری پنلی و اطلاعات بازه زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۵ استفاده شد. نتایج به دست آمده، بیانگر این بود که شوک سیاست پولی، منجر به افزایش در نرخ ارز در این گروه از کشورها شده است.

1. Gründler et al. (2022)

2. Kim & Lim (2022)

داودی و سزاوار (۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای به بررسی افزایش نرخ ارز و تأثیر آن بر برخی متغیرهای کلان اقتصادی در شرایط تحریم پرداختند. بدین منظور، از یک الگوی اقتصادسنجی کلان با رویکرد داده‌های ترکیبی و برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۶ استفاده شده است. الگوی تحقیق دارای بخش‌های تولید، مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری، تجارت خارجی، دولت، اشتغال، پول و قیمت‌ها است. نتایج تحقیق نشان داد که افزایش نرخ ارز در شرایط تحریم، علاوه بر کاهش تولید، زمینه‌ساز کاهش اشتغال و فشارهای تورمی بوده است.

میرمحمدی و همکاران (۱۴۰۰)، در مقاله‌ای به بررسی رابطه سیاست‌های پولی و جهش نرخ ارز در اقتصاد ایران پرداختند. این مطالعه با استفاده از مدل پرتاب دورنبوش و مدل پولی با قیمت‌های چسبیده براساس داده‌های فصلی برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۷۰ برآورد شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که یک تکانه وارده از ناحیه درآمد نفت، باعث افزایش ۳ درصدی نرخ ارز می‌شود. ضمن اینکه یک تکانه وارده از ناحیه حجم نقدینگی و تورم، به ترتیب، باعث افزایش ۳۶ و ۵۳ درصدی جهش نرخ ارز خواهد شد. آنها پیشنهاد کرده‌اند که سیاستگذار پولی ضمن اتخاذ نظام ارزی شناور مدیریت شده تک نرخی، آثار شوک وارده به نرخ ارز را مدنظر قرار دهند. همچنین سازگاری سایر سیاست‌های کلان اقتصادی و سیاست پولی با رژیم ارزی با استفاده از سیاست هدف‌گذاری تورمی ضروری است. گورکاینک و همکاران^۱ (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای به بررسی اثرات سیاست پولی تحت لنگر نرخ ارز پرداختند. برای این منظور، از یک مدل کینزین جدید و بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۴ و روش‌های پویا استفاده شد. نتایج به دست آمده از این مطالعه، نشان داد که سیاست پولی غافلگیرانه، منجر به جهش در نرخ ارز می‌شود.

ازجمله این مطالعات می‌توان به دمیری و همکاران (۱۳۹۹)، اشاره کرد. ایشان در مقاله‌ای به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز با رویکرد پویایی‌های سیستم پرداختند. هدف از این پژوهش، تحلیل حساسیت روند و قیمت نرخ ارز نسبت به عوامل اساسی مؤثر بر آن بوده است. به منظور تحلیل حساسیت نرخ ارز، ابتدا روند تغییرات نرخ ارز با استفاده از روش پویایی‌های سیستم برای دوره زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۹ پیش‌بینی شده، و سپس، تأثیر تغییرات عواملی همچون بهره‌وری، پایه پولی، سهم هزینه‌های عمرانی دولت، تحریم‌ها و نرخ بهره بر نرخ ارز، مورد ارزیابی قرار گرفته است. بدین صورت که ابتدا تأثیر تغییر هر یک از متغیرها به صورت مجزا بر روند نرخ ارز ارزیابی شده، سپس تأثیر تغییر متغیرهای فوق به صورت همزمان، بر روند نرخ ارز ارزیابی شده است.

نتایج به دست آمده، نشان می‌دهد که افزایش یا کاهش هر یک از این متغیرها (بهره‌وری، تحریم، هزینه‌های عمرانی دولت، نرخ بهره و پایه پولی)، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، نرخ ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین نتایج حاکی از آن است که تغییرات همزمان چند متغیر، نرخ ارز را بیشتر از تغییر صرفاً یک متغیر تحت تأثیر قرار می‌دهد.

نजारزاده و همکاران (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای، تأثیر متغیرهای بازارهای مالی و متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده نرخ ارز ایران و شرکای عمده تجاری را با روش گشتاورهای تعمیم یافته، برای دوره (۲۰۱۵-۱۹۹۰)، بررسی کرده‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که متغیرهای تفاوت شاخص سهام، تفاوت نرخ بهره، تفاوت جریان ورودی سرمایه، اوراق قرضه و کسری بودجه دولت، تأثیر منفی و معنادار بر نرخ ارز دارند؛ اما متغیرهای تفاوت نرخ تورم و بهره‌وری نسبی بخش قابل تجارت، تأثیر مثبت بر نرخ ارز دارند. در بین متغیرهای مورد بررسی، متغیرهای نرخ تورم، کسری بودجه و بهره‌وری، بیشترین تأثیر را بر بازده نرخ ارز دارند. براساس نتایج تحقیق، پیشنهاد شده است که به منظور کاهش کسری بودجه، نقش دولت در اقتصاد از طریق واگذاری فعالیت‌ها به بخش غیردولتی کاهش یابد. برای کاهش تورم نیز از افزایش شدید نقدینگی جلوگیری شود و تبدیل درآمدهای نفتی به ریال کاهش پیدا کند.

بردیبار و همکاران (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای بین کشوری، به تحلیل عوامل اثرگذار بر جهش نرخ ارز پرداختند. در این پژوهش، علل شکل‌گیری و عوامل مؤثر بر جهش ارزی ایران و کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه برای دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۰ بررسی شده است. ازجمله عوامل اثرگذار بر جهش ارزی، متغیرهای تراز پرداخت، سیاست مالی (مخارج دولت)، شوک پولی و شوک نفتی است. به منظور برآورد اثر شوک نفتی بر کشورهای مورد بررسی با استفاده از متغیر مجازی، کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، از هم تفکیک شده‌اند. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنادار متغیرهای مخارج دولت، انتظارات شوک پولی و شوک نفتی در کشورهای واردکننده نفت و تأثیر منفی و معنادار ترازپرداخت‌ها و شوک نفتی در کشورهای صادرکننده نفت است.

کیم و لیم در سال ۲۰۱۸، به بررسی اثرات شوک سیاست پولی بر نرخ ارز در اقتصادهای کوچک باز پرداختند. این مطالعه تجربی اثر شوک‌های سیاست پولی بر نرخ ارز در چهار اقتصاد کوچک باز (انگلستان، کانادا، سوئد و استرالیا) با استفاده از مدل‌های VAR پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که سیاست پولی انقباضی، منجر به افزایش ارزش مبادله می‌شود.

دیویس^۱ (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای، به بررسی هدف‌گذاری تورم و لنگرگاهی برای تورم انتظاری بر اساس کانال نرخ ارز برای سیاست پولی و مسئله ناسازگاری زمانی پرداخت. در این مطالعه، نشان داده شد که چنانچه هدف‌گذاری و لنگرگاهی برای نرخ تورم انتظاری براساس کانال نرخ ارز برای سیاست پولی در نظر گرفته شود، می‌تواند از ناسازگاری زمانی جلوگیری نماید.

عزیزنژاد و کمیجانی (۱۳۹۶)، در پژوهشی، اثرات نوسانات ارزی را روی برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرده‌اند. دراین تحقیق با الهام از روش دن مولا و تکمیل آن، روش آنالیز واریانس و

تابع واکنش آنی براساس تجزیه چولسکی مبتنی بر ساختار خودتوضیح برداری (VAR) به کار گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان داد که طی دوره سه ماهه اول سال ۱۳۸۰ تا سه ماهه چهارم سال ۱۳۹۱، نوسانات نرخ حقیقی ارز در اقتصاد ایران بیشترین تأثیر را روی تغییرات نرخ سود سپرده‌های کوتاه مدت (کمتر از ۶ ماه) داشته است. همچنین بعد از نرخ سود سپرده‌های کوتاه مدت، بیشترین تغییرات مربوط به نرخ تورم تولیدکننده بوده است. رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت، به طور مثبت و در میان مدت، به طور منفی از تغییرات نرخ ارز اثر می‌پذیرد. از سوی دیگر، تراز تجاری کشور نیز با وقفه‌ای کوتاه، از شوک و نوسانات نرخ ارز آسیب می‌بیند.

معیری و همکاران (۱۳۹۷)، در پژوهشی با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۹۱ و براساس روش فیلترینگ هودریک-پرسکات به بررسی تأثیر جهش نرخ ارز بر فعالیت‌های عمده و اصلی اقتصاد در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تأثیر تکانه‌های پولی بر نرخ ارز منفی خواهد بود. صادقی شاهدانی و همکاران (۱۳۹۲)، در پژوهشی، به بررسی رابطه بین نرخ ارز و متغیرهای کلان اقتصادی (با استفاده از رهیافت BVAR با تابع پیشین SSVS) پرداختند. در این مقاله، آثار شوک‌های ارزی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران با استفاده از روش BVAR با تابع پیشین SSVS برآورد شده است. براساس نتایج تحقیق، پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از تابع پیشین SSVS درمورد مقدار آتی هر یک از متغیرهای درونزای مدل، دقیق‌تر از روش OLS و تابع پیشین مینسوتا است. ضمن اینکه یافته‌های پژوهش نشان داد که کاهش قدرت پول ملی، باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود و تأثیر مثبت و پایداری بر شاخص قیمت‌ها دارد.

۳. روش تحقیق

مدل مورد استفاده در این مقاله، مدل اصلاح شده بیسواس و همکاران^۱ (۲۰۲۲) است و با استفاده از مدل SPM، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز برای کشورهای توسعه یافته و کمتر توسعه یافته، در قالب روش‌های اختلافات دوسویه و متغیرهای منفرد، برآورد و مقایسه شده است. در این راستا، ابتدا تجزیه و تحلیل شبیه‌سازی مدل توضیح داده می‌شود و در ادامه، مدل SPM با استفاده از متغیرهای اختلافات دوسویه و متغیرهای منفرد برآورد و تشریح می‌شود. شبیه‌سازی متغیرهای اختلافات دوسویه و متغیرهای منفرد، بدین صورت است که:

$$\Delta \text{Rate} = \alpha + \beta_1 V_1^{C1} + \beta_2 V_2^{C1} + \beta_3 V_3^{C2} + \beta_4 V_4^{C2} + \beta_5 V_5^{C2} + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$\Delta \text{Rate} = \alpha + \beta_1 (V_1^{C1} - V_1^{C2}) + \beta_2 (V_2^{C1} - V_2^{C2}) + \beta_3 (V_3^{C1} - V_3^{C2}) + \beta_4 (V_4^{C1} - V_4^{C2}) + \beta_5 (V_5^{C1} - V_5^{C2}) + \varepsilon_1 \quad (2)$$

زمانی که مدل واقعی از متغیرهای منفرد و اختلاف دوسویه استفاده می‌کند، در هر دو مدل، متغیر V_i^{Cj} برای کشور j^{th} است و جمله خطا از توزیع نرمال $N(0, \sigma_1^2)$ پیروی می‌کند. برای سادگی، فرض شده است که هر پنج متغیر کشور اول، از توزیع نرمال $N(0, \sigma_V^2)$ پیروی می‌کنند و متغیرهای کشور دوم، از طریق یک تابع خطی $V_i^{C2} = pV_i^{C1} + \varepsilon_2$ به متغیرهای کشور اول مرتبط هستند، که در آن، جمله خطای ε_2 نیز از توزیع نرمال $N(0, \sigma_2^2)$ پیروی می‌کند.

برای هر دو مدل، یک نمونه متشکل از $2N$ داده تولید شده است، که N داده اول برای برآورد ضرایب و N داده دوم برای ارزیابی عملکرد (MSE خارج از نمونه) است. این فرایند ۵۰۰ بار تکرار شده تا میانگین MSE بیرون از نمونه را برای دو روش برآورد مدل - استفاده از اختلافات دوسویه در مقابل استفاده از متغیرهای منفرد - احصا شود تا بتوان تأثیر عوامل تصادفی را در نتایج کاهش داد و نتایج قابل اعتمادتری برای مقایسه بین دو روش استفاده کرد. این امر، به این دلیل است که مدل بر روی تعداد کافی از داده‌ها آموزش داده شود تا بتواند عملکرد آن را در داده‌های جدید ارزیابی کند. در مدل مورد بررسی ρ ، همبستگی بین متغیرهای اقتصادی دو کشور را نشان می‌دهد. وقتی $\rho = 0$ ، یعنی متغیرهای اقتصادی دو کشور هیچ همبستگی با یکدیگر ندارند. به عبارت دیگر، تغییرات در یک متغیر اقتصادی در یک کشور، تأثیری بر تغییرات در متغیر اقتصادی مشابه در کشور دیگر ندارد و وقتی $\rho = 1$ ، یعنی متغیرهای اقتصادی دو کشور همبستگی کاملی با یکدیگر دارند. به عبارت دیگر، تغییرات در یک متغیر اقتصادی در یک کشور، به‌طور کامل باعث تغییرات در متغیر اقتصادی مشابه در کشور دیگر می‌شود.

در مدل مورد بررسی از مقادیر ۰،۱ و ۰،۳ برای پارامتر σ_1^2 استفاده شده است تا اندازه‌های مختلف جمله خطا را در نظر بگیرند. σ_1^2 نشان‌دهنده میزان پراکندگی خطاها در داده‌ها است. هر چه σ_1^2 بیشتر باشد، جمله خطاها بیشتر پراکنده‌اند و در نتیجه، دقت تخمین مدل کاهش می‌یابد. مقدار ۰،۱ نشان‌دهنده جمله خطاهای کوچک و مقدار ۰،۳ نشان‌دهنده جمله خطاهای بزرگ است. بنابراین، استفاده از مقادیر مختلف σ_1^2 این امکان را فراهم می‌کند که اثر جمله خطا را بر دقت تخمین بررسی کرد.

با توجه به اینکه انتخاب مقادیر برای پارامترها می‌تواند نتایج تحلیل شبیه‌سازی را دقیق‌تر و قابل اعتمادتر کند، از مقادیر ۳۰، ۶۰ و ۹۰ برای پارامتر N استفاده شده است تا اندازه‌های مختلف نمونه داده‌ها را در نظر بگیرد. N نشان‌دهنده تعداد مشاهدات است که برای تخمین مدل استفاده می‌شود. هر چه N بیشتر باشد، مدل، داده‌های بیشتری برای یادگیری خواهد داشت و در نتیجه، دقت تخمین آن بیشتر می‌شود. به منظور از دست ندادن جامعیت محاسبات^۱، مقدار β_i در ۱ و مقادیر σ_V^2 و σ_2^2 در ۰،۱ ثابت در نظر گرفته شده است، زیرا تأثیر این پارامترها مشابه تأثیر سایر پارامترها است. بدین معنی که نتایج تحلیل شبیه‌سازی برای مقادیر دیگر این پارامترها نیز قابل تعمیم هستند.

در فرمول (۳) مدل SPMM با استفاده از متغیرهای اختلافات دوسویه ارائه شده است:

$$\Delta Rate_t = \alpha + \beta_1(\Delta \ln M2_{A,t} - \Delta \ln M2_{B,t}) + \beta_2(\Delta \ln GDP_{A,t} - \Delta \ln GDP_{B,t}) + \beta_3(\Delta \ln IR_{A,t} - \Delta \ln IR_{B,t}) + \beta_4(\Delta \ln IN_{A,t} - \Delta \ln IN_{B,t}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

در فرمول (۴) مدل SPMM با استفاده از متغیرهای منفرد ارائه شده است:

$$\Delta Rate_t = \alpha + \beta_1 \Delta \ln M2_{A,t} + \beta_2 \Delta \ln M2_{B,t} + \beta_3 \Delta \ln GDP_{A,t} + \beta_4 \Delta \ln GDP_{B,t} + \beta_5 \Delta \ln IR_{A,t} + \beta_6 \Delta \ln IR_{B,t} + \beta_7 \Delta \ln IN_{A,t} + \beta_8 \Delta \ln IN_{B,t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

در هر دو رگرسیون، $\Delta Rate_t$ درصد تغییرات نرخ ارز را به صورت فصلی نشان می‌دهد. در سایر متغیرها یا اختلاف خود متغیر یا اختلاف لگاریتم متغیرها به صورت فصلی محاسبه شده است. زیرنویس A و B، نشان دهنده کشورهای مربوطه هستند.

همان‌طور که قبلاً گفته شد، در برآورد متغیرهای منفرد، داشتن دو برابر ضرایب، ریسک برآورد را افزایش می‌دهد. بنابراین، فیلتر کردن دخالت بالقوه جمله خطا مهم است. در این پژوهش، برای حل این مشکل، از شبکه الاستیک استفاده شده است. تحت شبکه الاستیک، تابع هدف به صورت زیر است:

$$\min_B \sum_{t=1}^T (\Delta Rare_t - X_t B)^2 + \lambda \left[\frac{(1-\alpha)}{2} |B| \frac{2}{2} + \alpha |B| 1 \right] \quad (5)$$

در اینجا، X_t بردار متغیرهای ورودی در دوره زمانی t است، $B = (\beta_1, \dots, \beta_n)$ بردار ضرایب است که باید بهینه شود، $\|B\|_1$ و $\|B\|_2$ به ترتیب نرم $L2$ و نرم $L1$ بردار ضرایب هستند. پارامتر $\lambda \geq 0$ یک ابرپارامتر است که شدت جریمه را کنترل می‌کند. هنگامی که $X = 0$ باشد، معادله (۵) به OLS تبدیل می‌شود. هرچه λ مقادیر بزرگ‌تری بگیرد، ضرایب متغیرهای کم‌اطلاعات‌تر به صفر نزدیک می‌شوند. پارامتر α ($0 \leq \alpha \leq 1$) نیز یک ابرپارامتر است که نرم $L1$ و نرم $L2$ را متعادل می‌کند. مقادیر بهینه ابرپارامترها، (α, λ) با استفاده از اعتبارسنجی متقابل n -fold تنظیم می‌شوند.

۱. در یادگیری ماشین، ابر پارامتر (hyperparameter) پارامتری است که به صورت دستی تنظیم می‌شود و بر عملکرد مدل تأثیر می‌گذارد. در مقابل، پارامترهای مدل، پارامترهایی هستند که توسط مدل خود، یاد گرفته می‌شوند. در یادگیری ماشین منظم، از جریمه‌ها برای جلوگیری از یادگیری مدل بر روی داده‌های پرت استفاده می‌شود. جریمه‌ها معمولاً به صورت یک تابع هزینه اضافه می‌شوند که باید توسط مدل بهینه شود. شدت جریمه را می‌توان با پارامتر λ کنترل کرد. مقادیر کوچک‌تر λ منجر به جریمه‌های ضعیف‌تر و مقادیر بزرگ‌تر λ منجر به جریمه‌های قوی‌تر می‌شوند. اگر λ بزرگ باشد، مدل بیشتر از جریمه پرت‌ها جلوگیری خواهد کرد، حتی اگر این امر، منجر به کاهش دقت مدل شود. بنابراین، پارامتر λ یک ابر پارامتر است که شدت جریمه را کنترل می‌کند. انتخاب مقدار مناسب λ برای یک مدل خاص، می‌تواند دشوار باشد و معمولاً با آزمایش و خطا انجام می‌شود.

در این مقاله با استفاده از روش چوئونگ و همکاران (۲۰۱۹)، از پنجره‌های متحرک ۱ ده ساله برای برآورد استفاده شده است تا اثرات نوسانات کوتاه‌مدت داده‌ها کاهش، و دقت برآوردها افزایش یابد و ارزیابی عملکرد براساس خطای مربعات میانگین بیرون از نمونه (MSE) انجام می‌شود. هدف از استفاده از پنجره‌های متحرک، پیش‌بینی آینده نیست؛ بلکه، بررسی این است که آیا استفاده از متغیرهای منفرد (در مقایسه با اختلافات دوسویه) براساس یک مدل نظری که هم‌زمانی متغیرها را فرض می‌کند، MSE‌های پایین‌تری به دست می‌دهد.

۴. الگوی تجربی

۴-۱. داده‌ها و اطلاعات

در این تحقیق، از متغیرهای نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ بهره واقعی (IR)، تورم مصرف‌کننده (IN) و نقدینگی (M2) برای دوره زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۲ و به صورت فصلی استفاده شده است. داده‌های مرتبط با ایران، از مرکز آمار ایران و بانک مرکزی و داده‌های سایر کشورها، از IFS یا Datastream استخراج شده است.

کشورها بر اساس میزان GDP به دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای کمتر توسعه‌یافته تقسیم شده‌اند. گروه اول، کشورهای آمریکا، انگلستان، فرانسه، کانادا، ژاپن و چین و گروه دوم مشتمل بر کشورهای ایران، ترکیه، مالزی، امارات متحده عربی، آرژانتین و روسیه است.

۴-۲. یافته‌های تحقیق

در جدول (۱) آمار و ارقام شبیه‌سازی شده مدل واقعی با استفاده از متغیرهای منفرد (پانل الف) و متغیرهای اختلافات دوسویه (پانل ب) نشان داده شده است. برای هر سناریوی همبستگی ($\rho = 0$) یا ($\rho = 1$)، عدد سمت چپ میانگین MSE بر اساس ۵۰۰ نمونه تولید شده و عدد سمت راست، نسبت MSE استفاده از متغیرهای منفرد به MSE استفاده از اختلافات دوسویه است.

جدول ۱: خطای پیش‌بینی تحلیل شبیه‌سازی

Sample Size	Error Size	Estimation	$\rho = 0$	$\rho = 1$
پانل الف) مدل با استفاده از متغیرهای منفرد				
N=30	$\sigma_2^2 = 0.01$	اختلاف دوسویه	۰,۰۱۹۲	۰,۰۲۲۸
		متغیرهای منفرد	۰,۰۱۲۵	۰,۰۱۳۱
	$\sigma_2^2 = 0.03$	اختلاف دوسویه	۰,۰۳۳۴	۰,۰۳۸۵
		متغیرهای منفرد	۰,۰۳۱۲	۰,۰۳۴۶

۱. پنجره متحرک، یک روش آماری است که برای تحلیل داده‌های زمانی استفاده می‌شود. در این روش، داده‌ها به صورت دوره‌ای یا فصلی در یک پنجره جمع می‌شوند و برآوردی از یک پارامتر یا تابع در هر دوره یا فصل انجام می‌شود.

۲. MSE، یک شاخص آماری است که برای اندازه‌گیری دقت یک مدل استفاده می‌شود. این شاخص، میانگین مربعات خطاهای برآورد مدل را اندازه‌گیری می‌کند.

Sample Size	Error Size	Estimation	$\rho = 0$		$\rho = 1$	
N=60	$\sigma_2^2 = 0.01$	اختلاف دوسویه	۰,۰۱۸۵	۰,۹۱	۰,۰۲۵۵	۰,۷۶
		متغیرهای منفرد	۰,۰۱۶۹		۰,۰۱۹۳	
	$\sigma_2^2 = 0.03$	اختلاف دوسویه	۰,۰۳۱۷	۰,۸۹	۰,۰۲۹۸	۰,۸۲
		متغیرهای منفرد	۰,۰۲۸۱		۰,۰۲۴۳	
N=90	$\sigma_2^2 = 0.01$	اختلاف دوسویه	۰,۰۲۳۹	۰,۷۳	۰,۰۲۶۸	۰,۷۸
		متغیرهای منفرد	۰,۰۱۷۴		۰,۰۲۱۰	
	$\sigma_2^2 = 0.03$	اختلاف دوسویه	۰,۰۳۰۱	۰,۸۹	۰,۰۲۸۲	۰,۸۶
		متغیرهای منفرد	۰,۰۲۶۹		۰,۰۲۴۳	
پانل ب) مدل با استفاده از متغیرهای اختلاف دوسویه						
N=30	$\sigma_2^2 = 0.01$	اختلاف دوسویه	۰,۰۱۲۳	۱,۰۴	۰,۰۱۲۱	۱,۰۴
		متغیرهای منفرد	۰,۰۱۲۸		۰,۰۱۲۶	
	$\sigma_2^2 = 0.03$	اختلاف دوسویه	۰,۰۲۳۹	۱,۲۷	۰,۰۲۴۰	۱,۲۵
		متغیرهای منفرد	۰,۰۳۰۳		۰,۰۳۰۱	
N=60	$\sigma_2^2 = 0.01$	اختلاف دوسویه	۰,۰۱۱۲	۱,۰۳	۰,۰۱۱۳	۱,۰۳
		متغیرهای منفرد	۰,۰۱۱۵		۰,۰۱۱۶	
	$\sigma_2^2 = 0.03$	اختلاف دوسویه	۰,۰۲۹۷	۱,۰۱	۰,۰۲۹۹	۱,۰۱
		متغیرهای منفرد	۰,۰۳۰۱		۰,۰۳۰۲	
N=90	$\sigma_2^2 = 0.01$	اختلاف دوسویه	۰,۰۱۱۱	۰,۹۷	۰,۰۱۱۲	۰,۹۷
		متغیرهای منفرد	۰,۰۱۰۸		۰,۰۱۰۹	
	$\sigma_2^2 = 0.03$	اختلاف دوسویه	۰,۰۲۹۱	۱,۰۴	۰,۰۲۹۴	۱,۰۳
		متغیرهای منفرد	۰,۰۳۰۲		۰,۰۳۰۴	

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

هنگامی که مدل واقعی از متغیرهای منفرد استفاده می‌کند و همبستگی متغیرها بیشتر است، برآورد مدل با استفاده از اختلافات دوسویه همواره MSE بالاتری را ایجاد می‌کند (برای مثال: $0.0192 > 0.0228$ و $0.0334 > 0.0385$) همچنین، استفاده از متغیرهای منفرد برای برآورد در اغلب موارد MSE کمتری نسبت به استفاده از اختلافات دوسویه ایجاد می‌کند، اگرچه ممکن است در مواردی که جمله خطا نسبت به اندازه نمونه بزرگ‌تر است، عملکرد ضعیف‌تری داشته باشد. این مشاهده از افزایش ریسک برآورد ناشی می‌شود که به دلیل دو برابر بودن تعداد ضرایب در متغیرهای منفرد ایجاد می‌شود. به عبارت دیگر، با توجه به اینکه تعداد ضرایب در تخمین متغیرهای منفرد دو برابر متغیرهای اختلاف دوسویه است، موجب افزایش ریسک برآورد می‌شود و احتمال اینکه تخمین‌ها از مقدار واقعی ضرایب فاصله داشته باشند، افزایش می‌یابد.

در جداول ۲ و ۳، آمار توصیفی گروه کشورهای توسعه یافته (پانل الف) و کمتر توسعه یافته (پانل ب) ارائه شده است. در این جداول، میانگین‌های فصلی بازده نرخ ارز و تغییرات نقدینگی، تورم، GDP و میانگین نرخ بهره واقعی برای هر کشور محاسبه و نشان داده شده است.

جدول ۲: خلاصه نتایج پانل الف) کشورهای توسعه یافته

کشور	VAR	mean	std	p25	median	p75
انگلستان	Δ RATE	۰,۲۶	۳,۹۱	-۲,۳۱	۰,۶۹	۲,۴۸
	Δ M2	۱,۷۱	۰,۸۵	۱,۲۲	۱,۹۱	۲,۳۷
	Δ GDP	۰,۴۸	۰,۶۱	۰,۴۳	۰,۵۵	۰,۷۹
	Δ IN	۰,۴۶	۰,۵۸	۰,۳۰	۰,۳۷	۰,۷۵
	Δ IR	-۰,۰۶	۰,۴۹	-۰,۲۳	-۰,۰۳	۰,۱۶
فرانسه	Δ RATE	-۰,۰۹	۳,۴۴	-۲,۵۴	-۰,۰۴	۲,۴۳
	Δ M2	۱,۲۵	۲,۶۳	۰,۰۵	۰,۹۰	۱,۷۵
	Δ GDP	۰,۳۸	۰,۳۴	۰,۱۹	۰,۴۲	۰,۷۵
	Δ IN	۰,۱۲	۰,۵۱	-۰,۱۴	۰,۰۵	۰,۳۶
	Δ IR	-۰,۰۲	۰,۳۵	-۰,۰۲	۰,۰۷	۰,۰۳
کانادا	Δ RATE	۰,۰۷	۳,۸۱	-۲,۶۸	۰,۱۳	۲,۷۷
	Δ M2	۱,۴۳	۰,۹۶	۰,۹۹	۱,۴۳	۱,۹۴
	Δ GDP	۰,۴۹	۰,۵۷	۰,۳۹	۰,۶۶	۰,۷۷
	Δ IN	۰,۳۹	۰,۷۱	۰,۰۴	۰,۴۹	۰,۷۸
	Δ IR	-۰,۰۳	۰,۴۳	-۰,۱۳	۰,۰۷	۰,۱۶
ژاپن	Δ RATE	۰,۲۳	۴,۵۷	-۲,۷۸	۰,۲۵	۳,۸۹
	Δ M2	۰,۷۵	۰,۵۵	۰,۴۹	۰,۶۳	۱,۰۹
	Δ GDP	۰,۲۹	۰,۸۹	-۰,۱۴	۰,۲۳	۰,۶۹
	Δ IN	۰,۰۵	۰,۴۷	-۰,۱۳	۰,۰۱	۰,۳۵
	Δ IR	-۰,۰۱	۰,۱۶	-۰,۰۱	۰,۰۰	۰,۰۴
چین	Δ RATE	۰,۰۵	۴,۸۹	-۳,۰۹	۰,۰۴	۳,۸۹
	Δ M2	۱,۳۵	۰,۶۳	۰,۹۶	۱,۳۵	۱,۸۵
	Δ GDP	۰,۲۸	۰,۵۹	۰,۱۴	۰,۴۳	۰,۶۹
	Δ IN	۰,۳۹	۰,۳۳	۰,۱۷	۰,۳۱	۰,۵۶
	Δ IR	-۰,۰۲	۰,۳۵	-۰,۱۲	-۰,۰۱	۰,۰۹
آمریکا	Δ M2	۰,۰۳	۰,۰۱	۰,۰۲	۰,۰۰	۰,۰۳
	Δ GDP	۰,۰۱	۰,۰۱	۰,۰۲	۰,۰۳	۰,۰۳
	Δ IN	۰,۲۸	۰,۷۶	۰,۰۹	۰,۴۹	۱,۰۵
	Δ IR	-۰,۰۱	۰,۳۴	۰,۰۱	۰,۰۳	۰,۱۳

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

برای گروه کشورهای توسعه‌یافته (پانل الف):

- میانگین‌های فصلی بازده نرخ ارز بین -0.09 (فرانسه) تا $+0.26$ (انگلستان) متغیر است.
- نقدینگی و GDP برای همه کشورهای توسعه‌یافته مثبت است که بیانگر افزایش متغیرهای مذکور در طی دوره مورد بررسی است.
- نرخ بهره واقعی در همه کشورهای توسعه‌یافته به‌طور پیوسته در حال کاهش است، به‌استثنای ژاپن و فرانسه.

جدول ۳: خلاصه نتایج پانل ب) کشورهای کمتر توسعه‌یافته

کشور	VAR	mean	std	p25	median	p75
ایران	$\Delta RATE$	۱.۰۹	۴.۳۰	-۱.۸۷	۰.۴۵	۳.۲۶
	$\Delta M2$	۲.۳۱	۲.۷۰	۰.۰۹	۱.۸۸	۳.۲۹
	ΔGDP	۰.۵۰	۱.۰۳	۰.۱۹	۰.۵۴	۱.۰۳
	ΔIN	۱.۰۵	۰.۸۶	۰.۵۹	۱.۰۳	۱.۴۹
	ΔIR	-۰.۰۷	۱.۱۶	-۰.۱۳	۰.۰۳	۰.۱۹
مالزی	$\Delta RATE$	۰.۴۹	۵.۴۶	-۳.۰۲	۰.۴۶	۳.۵۷
	$\Delta M2$	۱.۶۵	۱.۹۹	۰.۳۸	۱.۳۳	۲.۵۷
	ΔGDP	۰.۵۷	۰.۶۵	۰.۱۸	۰.۶۸	۱.۰۶
	ΔIN	۰.۱۹	۰.۴۹	-۰.۰۱	۰.۲۴	۰.۵۰
	ΔIR	-۰.۰۷	۰.۳۴	-۰.۲۱	-۰.۰۲	۰.۱۳
ترکیه	$\Delta RATE$	۰.۱۶	۵.۱۹	-۴.۱۷	-۰.۳۴	۲.۵۱
	$\Delta M2$	۱.۹۴	۳.۵۹	-۰.۸۳	۲.۵۵	۳.۹۹
	ΔGDP	۰.۶۶	۰.۸۹	۰.۱۶	۰.۷۸	۱.۱۶
	ΔIN	۴.۰۹	۴.۳۱	۱.۵۷	۳.۴۸	۵.۴۷
	ΔIR	-۰.۱۱	۰.۶۹	-۰.۱۵	۰.۰۴	۰.۱۹
امارات	$\Delta RATE$	۰.۴۷	۵.۴۶	-۳.۰۳	۰.۵۱	۳.۶۶
	$\Delta M2$	۱.۵۹	۱.۸۴	۰.۲۵	۱.۴۹	۲.۹۰
	ΔGDP	۰.۵۷	۰.۷۸	۰.۱۹	۰.۶۷	۱.۰۶
	ΔIN	۰.۲۱	۰.۵۰	-۰.۰۱	۰.۱۹	۰.۴۵
	ΔIR	-۰.۱۴	۰.۳۷	-۰.۱۸	-۰.۰۲	۰.۱۵
آرژانتین	$\Delta RATE$	-۰.۱۹	۶.۲۴	-۳.۷۸	-۱.۱۲	۴.۱۳
	$\Delta M2$	۱.۵۵	۲.۲۷	۰.۲۶	۱.۳۶	۳.۶۱
	ΔGDP	۰.۷۷	۱.۲۴	۰.۱۳	۰.۵۶	۱.۱۷
	ΔIN	۰.۸۹	۰.۷۵	۰.۱۴	۰.۵۰	۱.۱۸
	ΔIR	-۰.۱۷	۰.۸۷	-۰.۳۱	-۰.۰۱	۰.۱۷
روسیه	$\Delta RATE$	-۰.۰۱	۵.۴۶	-۳.۴۶	-۱.۱۱	۳.۲۳
	$\Delta M2$	۱.۳۷	۱.۹۴	۰.۲۹	۱.۲۸	۲.۶۵
	ΔGDP	۰.۶۸	۱.۱۶	۰.۱۱	۰.۴۳	۱.۲۱
	ΔIN	۰.۷۷	۰.۶۳	۰.۰۷	۰.۴۱	۱.۱۳
	ΔIR	-۰.۱۰	۰.۴۴	-۰.۱۸	-۰.۰۱	۰.۱۴

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

برای گروه کشورهای کمتر توسعه یافته (پانل ب):

- برای گروه کشورهای کمتر توسعه یافته، دامنه تغییرات بین ۰,۱۹- (آرژانتین) تا ۱,۰۹+ (ایران) است. مقایسه بازده نرخ ارز، نشان می دهد که نوسانات نرخ ارز در کشورهای کمتر توسعه یافته بیشتر از کشورهای توسعه یافته است. به عبارتی، کشورهای توسعه یافته، ثبات بیشتری در نرخ ارز دارند.
- نقدینگی و GDP برای همه کشورهای کمتر توسعه یافته، در حال افزایش است.
- نرخ بهره واقعی در همه کشورهای کمتر توسعه یافته به طور پیوسته، در حال کاهش است. به عبارتی نرخ بهره اسمی متناسب با افزایش تورم، افزایش نیافته است یا به عبارت دیگر، میزان افزایش تورم بیش از افزایش نرخ بهره اسمی بوده است. که این امر در کشورهای کمتر توسعه یافته، بیشتر از کشورهای توسعه یافته مشاهده می شود.

شایان ذکر است نقدینگی و GDP برای هر دو گروه از کشورها مورد بررسی در حال افزایش است که می تواند بیانگر این باشد که هر دو گروه از کشورها، برای تحریک رشد اقتصادی، از سیاست های پولی انبساطی هم استفاده می کنند.

درخصوص تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز، هنگامی که مدل واقعی از متغیرهای منفرد استفاده می کند، در بیشتر موارد، عملکرد بهتری نسبت به استفاده از اختلافات دوسویه دارد. این نتیجه، به این دلیل است که اختلافات دوسویه، متغیرهای کلان اقتصادی را به صورت جداگانه در نظر نمی گیرند و ممکن است تأثیرات واقعی هر متغیر را به دلیل همبستگی به درستی شناسایی نکنند. به عنوان مثال، فرض کنید کشوری نرخ بهره خود را متناسب با تغییر نرخ بهره آمریکا تغییر دهد و به همان میزان تعدیل کند. در این مورد، اختلاف دوسویه همیشه صفر است؛ لذا از شناسایی تأثیر نرخ بهره آمریکا بر آن کشور جلوگیری می کند. از طرفی، در موارد همبستگی های بالاتر و یا زمانی که جمله خطا بزرگ است، ممکن است مدل واقعی با متغیرهای منفرد، عملکرد خوبی نداشته باشد و حتی تخمین مدل با استفاده از متغیرهای منفرد، منجر به خطاهای تخمین بالاتری نسبت به استفاده از اختلافات دوسویه شود.

بررسی های انجام شده توسط بیسواس و همکاران (۲۰۲۲) نیز نشان می دهد که استفاده از متغیرهای منفرد برای تخمین مدل واقعی، با دقت بیشتری همراه است، اما ممکن است این دقت در شرایط خاص کاهش یابد. بنابراین، مهم است که هنگام انتخاب بین متغیرهای منفرد و اختلافات دوسویه، به عوامل مختلفی مانند پیچیدگی مدل واقعی، اندازه جمله خطا و اندازه نمونه توجه شود. شواهد این پژوهش، نشان می دهد که متغیرهای کلان اقتصادی، زمانی که به صورت جداگانه برای هر کشور در نظر گرفته شوند، تأثیر قوی تری بر نرخ ارز دارند. در جدول ۳ عملکرد مدل های مختلف با استفاده از معیار خطای مربعات میانگین (MSE) مقایسه شده است.

جدول ۳: نسبت های خارج از نمونه MSE

پانل الف: کشورهای توسعه یافته						
Estimation	انگلستان	فرانسه	کانادا	ژاپن	چین	میانگین
اختلاف دوسویه (OLS)	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰
متغیرهای منفرد (OLS)	% ۷۸,۲۱	% ۱۰۷,۳۵	% ۷۱,۲۲	% ۱۰۴,۴۸	% ۱۱۷,۹۵	% ۹۵,۸۴ (t=-۰,۳۱)
متغیرهای منفرد (EN)	% ۸۶,۵۳	% ۸۸,۲۱	% ۹۲,۲۸	% ۹۸,۱۱	% ۹۵,۷۳	% ۹۲,۱۷ (t=-۱,۳۳)
پانل ب: کشورهای کمتر توسعه یافته						
Estimation	ترکیه	مالزی	ایران	امارات	آرژانتین	روسیه
اختلاف دوسویه (OLS)	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰	% ۱۰۰,۰۰	۱۰۰,۰ %
متغیرهای منفرد (OLS)	% ۱۰۵,۱۴	% ۱۱۳,۸۱	% ۸۲,۹۸	% ۹۱,۱۲	% ۷۶,۸۳	۶۶,۳۲ %
متغیرهای منفرد (EN)	% ۹۷,۳۳	% ۹۲,۳۶	% ۸۳,۹۱	% ۷۹,۴۸	% ۸۰,۳۹	۷۲,۵۸ %

(مأخذ: محاسبات تحقیق)

در جدول ۳، اختلاف دوسویه (OLS)، به استفاده از اختلاف دوسویه با OLS اشاره دارد. متغیرهای منفرد (OLS)، به استفاده از متغیرهای منفرد با OLS و متغیرهای منفرد (EN)، به استفاده از متغیرهای منفرد شبکه الاستیک اشاره دارد. درصدها، نسبت‌های MSE هستند (در مخرج اختلاف دوسویه (OLS) است). آخرین ستون میانگین ساده درصدها در بین کشورها در هر یک از گروه‌ها است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، اگرچه تفاوت‌ها از نظر آماری معنی‌دار نیست، ولی میانگین خطای مربعات متغیرهای منفرد (OLS) پایین‌تر از میانگین خطای مربعات متغیرهای اختلاف دوسویه (OLS) بوده، که بیانگر این است که به‌طور معمول، مدل واقعی شامل متغیرهای منفرد است. همچنین به نظر می‌رسد متغیرهای منفرد (OLS)، عملکرد ناپایدارتری دارند. برای مثال برای روسیه ۶۶,۳۲٪ و مالزی ۱۱۳,۸۱٪ بوده که بیانگر ریسک برآورد بالاتر است. ریسک برآورد بالاتر در مدل با متغیرهای منفرد، ممکن است باعث نوسانات بیشتر در نتایج برای کشورهای مختلف شود. در این مقاله، از شبکه الاستیک برای مقابله با دخالت احتمالی خطا استفاده شده است. استفاده از مدل متغیر منفرد (EN)، پیشرفت معناداری به‌همراه دارد که با نتایج مطالعه بیسواس و همکاران (۲۰۲۲) سازگار است. برای مثال نسبت خطای مربعات میانگین MSE متغیر منفرد (EN) کشورهای توسعه‌یافته ۹۲,۱۷٪ و برای کشورهای کمتر توسعه‌یافته ۸۴,۳۴٪ است. از آنجایی که این پیشرفت، هم از نظر اقتصادی و هم، از نظر آماری برای کشورهای کمتر توسعه‌یافته بیشتر است، مدل با متغیرهای منفرد در کشورهای کمتر توسعه‌یافته ممکن است نتایج بهتری داشته باشد.

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

این مقاله، امکان تأثیر مستقل متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز را با استفاده از دو روش اختلاف دوسویه و متغیرهای منفرد، برآورد و مقایسه می‌کند. مدل مورد استفاده تحقیق، مدل پولی با قیمت‌های چسبنده (SPMM) دورنبوش (۱۹۷۶) و استاکمن و همکاران (۱۹۸۰) است که برای دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و کمتر توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۲۲ به‌صورت فصلی برآورد شده است.

در ابتدا، تحلیل شبیه‌سازی مدل‌ها انجام شد که نشان می‌دهد وقتی مدل واقعی از متغیرهای منفرد استفاده می‌کند، برآورد مدل با استفاده از اختلافات دوسویه، خطای مربعات میانگین (MSE) را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، هرچه همبستگی متغیرها بیشتر باشد، خطای برآورد نیز بیشتر می‌شود. از طرفی، هنگامی که مدل واقعی از اختلافات دوسویه استفاده می‌کند، برآورد مدل با استفاده از متغیرهای منفرد، صرف‌نظر از همبستگی متغیرها، اندازه جمله خطا و اندازه نمونه، MSE بالاتری ایجاد می‌کند.

در مجموع استفاده از متغیرهای منفرد برای تخمین مدل واقعی با دقت بیشتری همراه است، اما ممکن است این دقت در شرایط خاص کاهش یابد. بنابراین، مهم است که هنگام انتخاب بین متغیرهای منفرد و اختلافات دوسویه، به عوامل مختلفی مانند پیچیدگی مدل واقعی، اندازه جمله خطا و اندازه نمونه توجه شود.

نتایج تحقیق، نشان می‌دهد که تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز در کشورهای کمتر توسعه یافته، قوی‌تر از کشورهای توسعه یافته است. به عبارتی، نرخ ارز در کشورهای توسعه یافته از ثبات بیشتری نسبت به کشورهای کمتر توسعه یافته برخوردار است. ضمن اینکه در طی دوره مورد بررسی، نرخ بهره اسمی متناسب با افزایش تورم، افزایش نیافته است یا به عبارت دیگر، میزان افزایش تورم، بیشتر از افزایش نرخ بهره اسمی بوده است که این امر، در کشورهای کمتر توسعه یافته، بیشتر از کشورهای توسعه یافته مشاهده می‌شود. شایان ذکر است نقدینگی و GDP برای هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی، در حال افزایش است که می‌تواند بیانگر این باشد که هر دو گروه از کشورها، برای تحریک رشد اقتصادی، از سیاست‌های پولی انبساطی هم استفاده می‌کنند.

دیگر نتایج تحقیق، نشان می‌دهد که تخمین مدل با استفاده از متغیرهای منفرد و شبکه الاستیک منجر به MSE پایین‌تری نسبت به اختلافات دوسویه می‌شود و کاهش MSE در میان کشورهای کمتر توسعه یافته، بیشتر از کشورهای توسعه یافته است. همچنین تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر نرخ ارز در کشورهای کمتر توسعه یافته، قوی‌تر از کشورهای توسعه یافته است. به عبارتی، استفاده از شبکه الاستیک و روش متغیر منفرد، عملکرد مدل را، به‌ویژه برای اقتصادهای کمتر توسعه یافته بهبود می‌بخشد.

References

- Amralahi Beyuki, A., Hejbar Kiani, K., Memaranjad, A., & Abtahi, Y. (2019). The effects of liquidity growth on exchange rate fluctuations in Iran's economy. *Scientific Journal of Economic Policy*, 13th. year, 25th. issue, spring and summer 2019. [In Persian]
- Aziznejad, p., & Kamijani, A. (2016). exchange rate changes and its effect on the fluctuations of selected macroeconomic variables in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, Year 17, No. 1, 121-143. [In Persian]
- Banti, Ch. and Phylaktis, K. (2015). FX market liliquidity and funding liquidity constraints. *Journal of International Money and Finance*, 56, 114-134.
- Bardbar, A., Saadat, R., Tayibi, K., & Mohammadi, T. (2018). A cross-country approach to analyze the factors affecting the exchange rate jump. *Iranian Quarterly of Applied Economic Studies*, eighth. year, No. 13, fall 2018, 95-121. [In Persian]
- Biswas, R., Li, X., & Piccotti, L.R. (2022). Do macroeconomic variables drive exchange rates independently?. *Finance Research Letters*, 52, 2023.
- Branson, W. H., Halttunen, H., & Masson, P. (1977). Exchange rate in the short run: The dollar Deutsche mark rate. *European Economic Review*, 10, 303-324.
- Damiri, M., Saeedi, P., Dihe Khani, H., & Abbasi, A. (2019). Investigating the impact of macroeconomic variables on the exchange rate with system dynamics approaches. Mazandaran University, *Macroeconomic Research Journal*, Year 15, No. 29. [In Persian]
- Davodi, P., & Sezavar, M. (1401). Investigating the increase in the exchange rate and its effect on some macroeconomic variables of Iran under sanctions, *Scientific Quarterly of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 22nd. year, No. 4, Winter 1401, 117- 99. [In Persian]
- Dornbusch, Rudiger. (1976). The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy. *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78, No. 2, 255-275.
- Engel, Charles et al. (2007). Exchange rate models are not as bad as you think [with comments and discussion]. *NBER Macroeconomics Annual*, 22, 381-473.
- Feldstein, Martin. (1974). Perceived wealth in bonds and security: A comment. *Journal of Political Economy*, 84, 331-36.
- Frankel, J. A. (1976). Monetary approach to the exchange rate: Doctrine aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200-224.
- Gründler, D., Mayer, E., & Scharler, J. (2022). Monetary policy announcements, information shocks, and exchange rate dynamics. *Open Economic Review*, 12(4), 23-38.

- Gürkaynak, R. S., Hakan, K., Burçin, K., & Sang, S. L. (2020). Monetary policy surprises and exchange rate behaviour. *Journal of International Economics*, 130(5), 123-135.
- Karemera, D., & Benjamin. J. C. K. (2006). Assessing the forecasting accuracy of alternative nominal exchange rate models: The case of long memory. *Journal of Forecasting*, 25(5), 369-380.
- Kim, S., & Lim, K. (2022). Effects of monetary policy shocks on exchange rate in emerging countries. *The World Economy*, 45(4), 1242-1261.
- Lucas, Jr, & Robert, E. (1982). Interest rates and currency prices in a two-country world. *Journal of Monetary Economics*, 10(3), 335-359.
- Mancini, L., Rinaldo, A. and Wrampelmeyer, J. (2013). Liquidity in the foreign exchange market: Measurement, Commonality, and Risk Premiums. *The Journal of Finance*, 68: 1805-1841.
- Meese, Richard, and Kenneth, Rogoff. (1983b). *The Out-of-sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?*. *Exchange rates and international macroeconomics*. University of Chicago Press, 67-112.
- Melvin, M. and Taylor, M. (2009). The crisis in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 28(8): 1317-1330.
- Mirmohammadi, J., Totonchi, J., Abtahi, Y., & Dehghan Tafti, M. (2019) Investigating the relationship between monetary policies and exchange rate jumps in Iran's economy using Dornbusch's launch model and monetary model with sticky prices. *biannual journal of studies and Economic policies of the eighth period*, 2(16), 247-272. [In Persian]
- Moayeri, F., Zayanderoody, M., Esfandabadi, S.A.M & Boshrabadi, H.M. (2018). The Effects of the Exchange Rate Overshooting On the Major Economic Activities in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*. 18th. year, 2th. issue, 105-124. [In Persian]
- Mohammadzadeh, P., Asgharpour, H., Beheshti, M.B., & Rawazadeh, A. (2017). Investigating the monetary model of the exchange rate in the MENA region, panel co-accumulation. *Iranian Economic Research Quarterly*, 16th. year, 49, 151-175. [In Persian]
- Najarzadeh, Reza, Aqli, L., & Khorasani Kordkahi, A. (2018). The effect of financial market variables and macroeconomic variables on the exchange rate performance of Iran and its major trading partners (1990-2015). *Economic Modeling Quarterly*, 13th. year, No. 3, 55-76. [In Persian]
- Khatai, M., & Moghadam screening, Y. (1383). Investigation of the dynamic relationship between exchange rate and gross domestic product in Iran's economy. *Program and Budget Journal*, No. 84, 3-25. [In Persian]
- Pham, Th. H. H. (2018). Liquidity and exchange rate volatility. Document de Travail, *Working Paper halshs-01708633*.

- Rahimi Boroujerdi, A. (1379). *Optimal Currency System and Real Exchange Rate Behavior in International Finance Models*. Monetary and Banking Research Institute, Tehran. [In Persian]
- Ribeiro, Pinho J. (2017). Selecting exchange rate fundamentals by bootstrap. *International Journal of Forecasting*, 33(4), 894-914.
- Rossi, Barbara. (2013). Exchange rate predictability. *Journal of Economic Literature*, 51(4), 1063-1119.
- Sadeghi Shabhani, M., Sahib Honar, H., Taheri Fard, A., & Nakhli, R. (2012). Examining the relationship between exchange rate and macroeconomic variables (using the BVAR approach with prior SSVS function): A case study of Iran. *Economic Research Quarterly (Iranian Islamic Approach)*, 13th. year, No. 49, 1-48. [In Persian]
- Stockman, Alan C. (1980). A theory of exchange rate determination. *Journal of Political Economy*, 88(4), 673-698.
- Tagvi, M., & Ghoroi Nakhjavani, A. (1376). Pushing out the private sector. *Journal of Political-Economic Information*, No. 115 and 116, 184-193. [In Persian]

Macroeconomic Variables, Exchange Rate and Comparing the Methods of Bilateral Differences and Individual Variables

Amirreza Souri¹

Fatemeh Panahi²

Received: 2024/1/30

Accepted: 2024/2/25

Aim and Introduction

The purpose of this article is to compare two methods of bilateral differences and individual variables to investigate the impact of macroeconomic variables on the exchange rate. The model used in the research is the monetary model with sticky prices (SPMM), which is used in order to improve the accuracy of the estimates from the Elastic Net. Research variables include exchange rate, gross domestic product (GDP), real interest rate (IR), consumer inflation (IN) and liquidity (M2) for two groups of developed and less developed countries. It has been estimated seasonally during the period from 1996 to 2022.

Methodology

The model used in this article is the modified model of Biswas et al. (2022) and by using the SPMM model, the impact of macroeconomic variables on the exchange rate for developed and less developed countries is estimated in the form of bilateral difference methods and individual variables. In this regard, the model simulation analysis is explained first, and then the SPMM model is estimated and described using the variables of bilateral differences and individual variables.

Results and Discussion

The results of the research show that when the real model uses individual variables, the estimation of the model using the two-sided differences method increases the mean square error (MSE), and when the real model uses two-sided differences, the estimation of the model using the individual variables method produce higher MSE. In general, the findings of the research show that using individual variables to estimate the real model is more accurate, but the accuracy of the estimates may decrease in certain conditions. Therefore, it is important to consider various factors such as true model complexity, error term size, and sample size when choosing between individual variables and pairwise differences.

-
1. Assistant Professor, Institute for Trade Studies and Research (ITSR), Tehran, Iran (Corresponding Author). Email: amirsoori@gmail.com
 2. Researcher, Institute for Trade Studies and Research (ITSR), Tehran, Iran. Email: zhilapanahi59@gmail.com

Conclusion

Other research findings show that model estimation using individual variables and elastic network leads to lower MSE than bilateral differences. In addition, the reduction of MSE among less developed countries are more than that of developed countries. Also, the impact of macroeconomic variables on the exchange rate is stronger in less developed countries than in developed countries.

Keywords: Exchange Rate, Macroeconomic Variables, Monetary Model with Sticky Prices, Elastic Network

JEL Classification: *G15*

جهانی‌سازی، تنوع صادراتی و آثار زیست‌محیطی در کشورهای حوزه خلیج فارس با رویکرد پانل فضایی

هادی خیرالهی زکی^۱کمال صادقی^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۲۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۴

چکیده

دستیابی به توسعه پایدار در کنار جلوگیری از تخریب محیط‌زیست، همواره مسئله‌ای جدی برای سیاست‌گذاران بوده است. جهانی‌سازی و تنوع‌بخشی به صادرات، از مهم‌ترین عوامل مؤثر در این موضوع می‌باشند. در این مطالعه، به بررسی تأثیر متغیرهای جهانی‌سازی و تنوع صادراتی بر محیط‌زیست ۷ کشور منتخب حوزه خلیج فارس با استفاده از داده‌های پانل طی دوره ۲۰۲۰-۱۹۹۵ با رویکرد پانل فضایی پرداخته می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که جهانی‌سازی، باعث کاهش تخریب محیط‌زیست می‌شود، همچنین با توجه به اثر منفی تولید ناخالص داخلی و اثر مثبت مجذور تولید ناخالص داخلی، نتایج نشان می‌دهد که ارتباط بین انتشار CO_2 و رشد اقتصادی به شکل U است. علاوه بر این، اثر تنوع صادراتی بر تخریب محیط‌زیست مثبت می‌باشد که خود بیانگر مبتنی بودن توسعه اقتصادی یک کشور بر تخصیص‌شدن و تنوع‌بخشی به محصولات و ساختار تجارت است. بالاین حال، تنوع صادرات می‌تواند به‌طور مؤثر هدف توسعه اقتصادی را محقق کند و به‌طور غیرمستقیم، باعث انتشار کربن شود. از این‌رو، لازم است سیاست‌های محافظه‌کارانه و بدون آلودگی انرژی در کشورهای مورد بررسی دنبال شود. یافته‌های این مطالعه، می‌تواند در سیاست‌گذاری پیرامون ساختار کلی انرژی، انتشار کربن و روندهای جهانی‌شدن در کشورهای منتخب حوزه خلیج فارس، مدنظر باشد.

واژگان کلیدی: تنوع صادراتی، پانل فضایی، جهانی‌سازی

طبقه‌بندی JEL: E13, D50, Q54

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول).

hadykhyrallhy@gmail.com

۲. دانشیار اقتصاد، گروه مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

sadeghiseyedkamal@gmail.com

۱. مقدمه

جهانی‌شدن در دهه‌های اخیر، اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه را از طریق تجارت، انتقال فناوری، جریان سرمایه، اوراق قرضه و فرصت‌های شغلی به یکدیگر نزدیک‌تر کرده است و تأثیر مثبت جهانی‌شدن را با در دسترس بودن مزیت‌های اقتصادی مرتبط ساخته است (شهزاد و همکاران، ۲۰۲۱ الف).

در این زمینه، اگرچه جهانی‌شدن به باز بودن اقتصادی و مالی و به تقویت رشد اقتصادی کمک می‌کند، اما از طریق کانال‌های مختلفی مانند گرم شدن کره زمین، تخریب لایه اوزون، از دست دادن تنوع زیستی، انتشار کربن، تخریب زیستگاه‌های طبیعی، محیط طبیعی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. به طور خاص، جهانی‌شدن دارای اثرات نامطلوب خاصی است که باعث انتشار آلاینده‌ها، عدم تعادل اکولوژیکی و مسائل مربوط به تغییرات آب و هوایی جهانی می‌شود. اثرات انتشار گازهای گلخانه‌ای ممکن است از طریق کانال‌های کاهش رفاه، رشد اقتصادی را به شکلی نامطلوب تحت تأثیر قرار دهد (شهباز و همکاران، ۲۰۱۵؛ بو و همکاران، ۲۰۱۶؛ شهزاد و همکاران، ۲۰۲۱ ب). از دیگر اثرات نامطلوب جهانی‌شدن می‌توان به آسیب‌های زیست‌محیطی، نوسانات قیمت‌ها، بیش تخصیص شدن، حذف صنایع محلی و ایجاد زوال اجتماعی و صنعتی اشاره کرد. اقتصاددانان استدلال می‌کنند که فعالیت‌های جهانی‌سازی ساختار اقتصادی داخلی را با ادغام تجارت، انتقال فناوری و فعالیت‌های مالی بهبود می‌بخشد. در نتیجه، رشد فعالیت‌های اقتصادی جهانی ممکن است منجر به مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای بیشتر شود (شهباز و همکاران، ۲۰۱۵ ب). از این رو در این پژوهش از شاخص KOF که از منظری وسیع‌تر به جهانی‌شدن می‌پردازد، استفاده شده است. در هر ۴ (۲۰۰۶) جهانی‌شدن را به عنوان یکپارچگی اجتماعی، اقتصادی و سیاسی سطوح مختلف اقتصاد با سایر اقتصادها تعریف می‌کند. جهانی‌شدن نقش مهمی در تقویت رشد اقتصادی ایفا می‌کند، در حالی که در عین حال، کیفیت زیست‌محیطی را از طریق انتشار کربن تحت تأثیر قرار می‌دهد (بو و همکاران، ۲۰۱۶؛ تیواری و همکاران، ۲۰۱۳). در نتیجه، در طول قرن گذشته، همراه با رشد سریع اقتصاد جهانی، انتشار کربن نیز به‌طور قابل‌توجهی افزایش یافته است.

بسیاری از منتقدان تجارت آزاد، آن را تهدیدی برای محیط‌زیست می‌دانند. آنها معتقدند که با توسعه تجارت، تولید صنعتی افزایش یافته و باعث تخلیه منابع و مصرف بیشتر انرژی می‌شود که محیط‌زیست را با آسیب بیشتری مواجه می‌سازد؛ اما از سوی دیگر، تجارت ضمن افزایش درآمد، به طور غیرمستقیم تقاضا برای بهبود کیفیت محیط‌زیست را نیز افزایش می‌دهد. تأثیر تجارت بر

1. Shahzad et al. (2021)
2. Shahbaz et al. (2015)
3. Bu et al. (2016)
4. Dreher (2006)
5. Tiwari et al. (2013)

محیط زیست می تواند به نحوه توسعه تجارت کشورها بستگی داشته باشد. به همین دلیل، نه تنها حجم تجارت بلکه تنوع محصولات صادراتی نیز می تواند به میزان قابل توجهی بر انتشار CO_2 تأثیر بگذارد. تلاش برای افزودن محصولات جدید به سبد صادراتی، می تواند براساس نوع توسعه صادرات و سطح توسعه یافتگی کشور به تغییر در انتشار CO_2 منجر شود (گُزگور و کن، ۲۰۱۶).

متنوع سازی صادرات، یکی از مهم ترین موضوعات در ادبیات تجارت بین الملل است (آگوسین و همکاران، ۲۰۱۲). این موضوع، یکی از مشکلات چالش برانگیز به ویژه در کشورهای درحال توسعه تلقی می گردد، چراکه این کشورها، اغلب یک سبد صادراتی متمرکز دارند (هسه، ۲۰۰۹). به طور کلی، سبدهای صادراتی اقتصادهای درحال توسعه از محصولات سنتی تشکیل شده و این کشورها در تلاشند تا با افزودن محصولات دیگر، سبد صادراتی خود را تنوع بخشند (دی پاینرس و فرانئینوند، ۱۹۹۷). از آنجا که تنوع صادرات به عنوان یک استراتژی برای دستیابی به درآمد بیشتر و پایدار در این کشورها مطرح است، اکثر کشورهایی که مایل به دستیابی به رشد اقتصادی از طریق متنوع سازی محصولات صادراتی هستند، باید اثر آلودگی محیط زیستی ناشی از آن را نیز در نظر بگیرند.

تمرکز این مطالعه بر ترکیب تنوع صادرات و شاخص جهانی شدن (از جنبه های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی جهانی شدن)، برای بررسی عملکرد آلاینده ها و در نتیجه، تعیین فرضیه EKC در کشورهای حوزه خلیج فارس است. همچنین، با استفاده از روش های نوین اقتصادسنجی که قادر به بررسی اثر متغیر در طی زمان است، بررسی می شود که در بین متغیرهای مورد مطالعه، کدام یک دارای حرکت رو به بالا یا رو به پایین بر روی منحنی EKC در کشورهای منتخب خلیج فارس است.

بجز مطالعات اخیر مانند شهباز و همکاران (۲۰۱۶a و ۲۰۱۸a)، اکثر مطالعات موجود، تأثیر جهانی سازی در EKC را از طریق صادرات و واردات کشورهای تحت بررسی مدل سازی کردند. علاوه بر این، شمار زیادی از مطالعات، دیگر متغیرهای تجاری مانند سرمایه گذاری مستقیم خارجی (FDI) و درجه آزادی (گروسمن و کروگر، ۱۹۹۱؛ کوپلند و تیلور، ۲۰۰۴) را در نظر گرفتند. گزارش های سازمان اطلاعات انرژی ایالات متحده، بیان می کند که بین سال های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵، انتشار CO_2 ۱/۳ درصد افزایش داشته است. کشورهای حوزه خلیج فارس نیز مصرف انرژی بالایی دارند، بنابراین، یافته های این مطالعه به سیاستگذاران کمک می کند تا سیاست های زیست محیطی و انرژی را تقویت کنند که بهره وری انرژی را افزایش می دهد و در نتیجه، رشد اقتصادی در کشورهای حوزه خلیج فارس به همراه انتشار آلودگی کمتری، افزایش یابد.

1. Gozgor1 and Can (2016)
2. Agosin et al. (2012)
3. Hesse (2009)
4. De Pineres and Ferrantinond (1997)
5. Grossman and Krueger (1997)
6. Copeland and Taylor (2004)

ادامه مقاله، بدین ترتیب سازمان‌دهی می‌شود. در بخش دوم، ادبیات و مطالعات مرتبط با موضوع حاضر؛ بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق؛ بخش چهارم، تجزیه و تحلیل مدل و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

کشورها تلاش می‌کنند تا سطح رقابت و رشد اقتصادی را افزایش دهند. در این بین، جهانی‌شدن نقش بسیار مهمی را ایفا می‌کند و می‌تواند رشد اقتصادی را در کشورهای در حال توسعه تقویت کند. به دلیل جهانی‌شدن و سیستم‌های اطلاعاتی پیشرفته، کشورهای مختلف به‌ویژه از نظر فرهنگی، اجتماعی، اقتصادی و سیاسی با یکدیگر در ارتباط می‌باشند. جهانی‌شدن امکان فناوری پیشرفته انتقال آن از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را از کشورهای پیشرفته به کشورهای کمتر پیشرفته فراهم می‌کند. بنابراین، نقش جهانی‌شدن در تعیین رشد اقتصادی بسیار مهم است و به واسطه نوآوری‌های تکنولوژیکی و فعالیت‌های سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) کشور، فعالیت‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد.

جهانی‌سازی از سه کانال بر مصرف انرژی تأثیرگذار است: اثر مقیاس، اثر فنی و اثر ترکیبی. در کانال اثر مقیاس، با فرض ثبات سایر شرایط، جهانی‌سازی فعالیت اقتصادی را افزایش و بنابراین مصرف انرژی را نیز افزایش خواهد داد (کول، ۲۰۰۶). در کانال اثر فنی، جهانی‌سازی به کشورها امکان می‌دهد تا با وارد کردن تکنولوژی پیشرفته، فعالیت‌های تولیدی را با کاهش مصرف انرژی انجام دهند (دولار و کرای، ۲۰۰۴؛ آنتویلرو همکاران، ۲۰۰۱). سرانجام اثر ترکیبی جهانی‌سازی بر مصرف انرژی رخ می‌دهد، زمانی که مصرف انرژی با رشد در فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد (استرن، ۲۰۰۷). علاوه بر این، جهانی‌سازی به اقتصاد اجازه می‌دهد، فعالیت‌های تولیدی‌اش را از کشاورزی به صنعتی و سرانجام به بخش خدمات تغییر دهد. بدین طریق، روش‌های تولیدی اصلاح می‌شود، به‌صورتی که اقتصاد از تولیدی به بخش خدماتی تغییر شکل می‌دهد، تقاضای انرژی کاهش، و کیفیت محیط‌زیست بهبود می‌یابد (جنا و گروته، ۲۰۰۸).

باتوجه به اینکه تقاضای جهانی برای کالاها و خدمات، نیازمند افزایش تقاضای انرژی است، می‌توان به این نتیجه رسید که رشد اقتصادی عمدتاً توسط انرژی هدایت می‌شود. بنابراین، مصرف انرژی به‌شدت با نرخ رشد و بدتر شدن کیفیت محیط همراه است. علت اصلی جنگل زدایی، کاهش منابع طبیعی، تغییرات آب و هوا و گرم شدن زمین، انتشار دی اکسید کربن و جهانی‌شدن است. رشد اقتصادی به‌شدت با مصرف انرژی مرتبط است و به‌عنوان معیاری برای "اکسیژن" برای کل جهان در نظر گرفته می‌شود. انرژی‌های تجدیدناپذیر پیش‌نیاز دستیابی به رشد اقتصادی است.

1. Cole (2006)
2. Dollar & Kraay (2004)
3. Antweiler et al (2001)
4. Stern (2007)
5. Jena & Grote (2008)

کشورهای مختلف در حال توسعه و ساکنان آنها زیر خط فقر زندگی می‌کنند. بسیاری از کشورهای در حال توسعه، برای رهایی میلیون‌ها نفر از فقر در تلاش هستند تا از طریق صنعتی شدن، جهانی شدن و آزادسازی تجارت، به رشد اقتصادی دست یابند. علاوه بر این، تغییرات آب و هوا و گرم شدن زمین نشان‌دهنده مسائل برجسته جهانی است. به دلیل گرم شدن کره زمین، میانگین دمای زمین در حال افزایش است. قابل ذکر است، تلاش‌های دولت می‌تواند فقر و تخریب محیط زیست را کاهش دهد و در نتیجه، شرایط برای دستیابی به رشد اقتصادی فراهم شود (خان و همکاران، ۲۰۲۲).

۲-۱. پیشینه پژوهش

با رشد جهانی شدن در دهه‌های اخیر، در مطالعات زیادی سعی شده که تأثیر جهانی شدن بر محیط زیست را پوشش دهد. دسته‌ای از مطالعات، نشان دادند که جهانی شدن باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شود. به عنوان مثال، کوچاک و شارک‌گونشی^۲ (۲۰۱۸) و صلاح الدین و همکاران^۳ (۲۰۱۸) به‌طور تجربی، تأثیر جهانی شدن بر محیط زیست را از طریق شاخص FDI یا باز بودن تجارت و انتشار CO_2 مورد بررسی قرار دادند (کاراسوی و آکشای^۴، ۲۰۱۹).

در مطالعه‌ای، درویشی و همکاران (۱۳۹۹)، دریافتند که جهانی سازی باعث تخریب محیط زیست در ایران می‌شود. مطالعات دیگر بر این باورند که جهانی شدن ردپای اکولوژیکی را کاهش می‌دهد، مانند بیلگلی و همکاران^۵ (۲۰۲۰) که به‌طور تجربی، تأثیر جهانی شدن بر پایداری محیطی در ترکیه را طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۷۰ با استفاده از ردپای اکولوژیکی به‌عنوان نماینده‌ای برای پایداری محیطی و KOF به‌عنوان شاخصی برای جهانی سازی، بررسی کردند که نتایج آن، نشان می‌دهد که بهبود جهانی سازی مالی، جهانی سازی سیاسی و جهانی سازی تجاری، باعث کاهش رشد ردپای اکولوژیکی می‌شود.

لی و همکاران^۶ (۲۰۱۶)، از ذرات معلق برای اندازه‌گیری محیط زیست استفاده، و به‌طور تجربی، تأثیر جهانی شدن بر محیط زیست را بررسی کردند و از اینکه باز بودن تجارت باعث بهبود ذرات معلق می‌شود، حمایت کردند. نتیجه مشابهی را می‌توان در وانگ و همکاران^۷ (۲۰۱۸) یافت. برخی از محققان خاطرنشان کردند که جهانی شدن با استفاده از شاخص KOF برای سنجش جهانی شدن بر محیط زیست تأثیر منفی می‌گذارد. به عنوان مثال، خان و همکاران^۸ (۲۰۱۹)، به‌طور تجربی، تأثیر جهانی شدن بر انتشار CO_2 را با استفاده از داده‌های پاکستان طی سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۶ بررسی

1. Khan et al. (2022)
2. Koçak and Sarkgüne-si (2018)
3. Salahuddin et al. (2018)
4. Karasoy and Akçay (2018)
5. Bilgili et al. (2020)
6. Le et al. (2016)
7. Wang et al. (2018)
8. Khan et al. (2019)

کردند و به این نتیجه رسیدند که جهانی‌سازی اقتصادی، جهانی‌سازی اجتماعی و جهانی‌سازی سیاسی، تأثیر مثبتی بر انتشار CO_2 در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد.

در مقابل، ایده دیگری وجود دارد که براساس آن، جهانی‌شدن برای عملکرد زیست محیطی مفید است. به عنوان مثال، گرینگر^۱ (۲۰۰۵) نقش جهانی‌شدن در حفاظت از محیط‌زیست را از منظر جهانی‌شدن محیط‌زیست مورد مطالعه قرار داد و نشان داد که جهانی‌شدن محیط‌زیست، یک واکنش جهانی‌شدنی توسط سازمان‌های غیردولتی و نهادهای دولتی یا بین‌دولتی برای تخریب محیط‌زیست به‌همراه خواهد داشت. به طور مشابه، شرف‌الدین^۲ (۲۰۱۷)، یک بررسی تجربی در مورد تأثیر باز بودن تجارت بر ردپای اکولوژیکی با استفاده از داده‌های قطر انجام داد که نتایج آن، نشان داد که باز بودن تجارت به بهبود ردپای اکولوژیکی کمک می‌کند.

برخی از محققان همچنین با استفاده از شاخص KOF برای سنجش جهانی‌شدن از تأثیر مثبت جهانی‌شدن بر محیط‌زیست حمایت می‌کنند. به عنوان مثال، ظفر و همکاران^۳ (۲۰۱۹)، به‌طور تجربی، تأثیر جهانی‌شدن بر انتشار CO_2 را با استفاده از داده‌های کشورهای OECD از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴ بررسی، و اشاره کردند که جهانی‌شدن، انتشار CO_2 ملی را کاهش می‌دهد.

علاوه بر این، برخی از محققان بیان کردند که تأثیر جهانی‌شدن بر محیط‌زیست در ابعاد مختلف متفاوت است. به عنوان مثال، رودولف و همکاران^۴ (۲۰۱۷)، تأثیر جهانی‌شدن را بر ردپای اکولوژیکی در ۱۴۶ کشور از سال ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۹ بررسی کردند و دریافتند که ابعاد خاص جهانی‌شدن، تأثیرات متفاوتی بر محیط‌زیست دارد.

دستک و همکاران^۵ (۲۰۱۸)، بیان کردند که جهانی‌شدن اقتصادی و جهانی‌شدن اجتماعی، باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شود؛ در حالی که جهانی‌شدن سیاسی، باعث کاهش انتشار CO_2 می‌شود. علاوه بر این، حسیب و همکاران^۶ (۲۰۱۸) و صلاح‌الدین و همکاران (۲۰۱۹)، از مطالعات‌شان، نتیجه گرفتند که هیچ تأثیر قابل‌توجهی از جهانی‌شدن بر انتشار CO_2 وجود ندارد.

ادبیات تنوع تجارت، خود ساختار تجارت بین‌الملل را توضیح می‌دهد و مبین این است که تنوع تجارت بیشتر، می‌تواند خطرات تجارت بین‌المللی را کاهش دهد و رابطه قوی با توسعه اقتصادی داشته باشد. اولیویه کادوت متخصص در زمینه تنوع تجارت است. او در کار خود نشان داد که کشورهای کم درآمد تمایل به صادرات نامتنوع دارند. با اقتصاد توسعه‌یافته‌تر، آنها ابتدا تنوع می‌یابند و پس از رسیدن به یک نقطه عطف خاص، دوباره تمرکز می‌کنند (کادوت، کرییر و استراوس-خان^۷، ۲۰۱۱).

1. Grainger (2005)
2. Charfeddine (2017)
3. Zafar et al. (2019)
4. Rudolph et al. (2017)
5. Destek et al. (2018)
6. Haseeb et al. (2018)
7. Cadot, Carrère and Strauss-Kahn (2011)

دات، شواهدی مبنی بر ارتباط علی بین تنوع صادرات و توسعه اقتصادی ارائه کرد: حاشیه سود گسترده در افزایش درآمد سرانه مؤثرتر از حاشیه سود صادرات متمرکز عمل می‌کند (دات، میهاو و ون زاندت، ۲۰۰۸).

تنوع صادرات به عنوان یک شاخص با ارزش در تحلیل اقتصادی تلقی می‌شود؛ زیرا اعتقاد بر این است که صرفاً از این طریق، یک کشور کمتر توسعه یافته می‌تواند از نظر تولید و صادرات کالا به یک اقتصاد مدرن تبدیل شود (چاندرا، بوکار دو و اوسوریو، ۲۰۰۷).

پس از مطالعات مختلف توسط محققان مختلف، به نظر می‌رسد که در بین کشورها و زمان، یک رابطه U شکل معکوس قوی بین تنوع صادرات و توسعه اقتصادی وجود دارد (ایمبس و واکزیارینگ، ۲۰۰۳؛ کادوت، کریبر و استراوس-خان، ۲۰۱۱). تنوع تجارت اغلب در تحلیل‌های اقتصادی برای توصیف شرایط توسعه اقتصادی استفاده شده است. با این حال، مطالعات کمی وجود دارد که تنوع تجارت و ارزیابی محیط را به هم مرتبط می‌کند.

منحنی کوزنتس تنوع صادرات، در ابتدا توسط کادوت (کادوت، کریبر و استراوس-خان، ۲۰۱۳) ارائه و معرفی شد. با این حال، مقاله او بیشتر بر توصیف نظریه بدون تحلیل تجربی متمرکز بود. در سال ۲۰۱۶، گزگور رابطه بین تنوع محصول صادراتی و آلودگی را براساس داده‌های ترکیه از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۰ با استفاده از منحنی کوزنتس به صورت تجربی آزمایش کرد و به این نتیجه رسید که تنوع محصولات صادراتی بالاتر، منجر به انتشار گازهای CO_2 شدیدتر می‌شود (گزگورو کن، ۲۰۱۶). گزگور تنوع محصول صادراتی را بررسی کرد، در حالی که تنوع صادراتی شامل تنوع بازار صادراتی و تنوع محصول صادراتی است. جوونال و سانتوس مونتیرو^۴ در مقاله خود، ثابت کرد که برای یک بازار معین، تنوع بازار صادراتی ریسک تقاضای شرکت‌ها را کاهش می‌دهد و در نتیجه، انگیزه‌های سرمایه‌گذاری آنها را برای توسعه بهره‌وری افزایش می‌دهد، در حالی که تنوع محصول صادراتی و تنوع کمتر صادرات، می‌تواند ریسک‌های تجارت بین‌المللی بالاتری را ایجاد کند.

مهدویان و همکاران (۲۰۲۲)، به دنبال بررسی اثرات جهانی شدن بر کیفیت محیط زیست همراه با متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نتیجه گرفتند که مصرف انرژی و شاخص صنعتی شدن با توجه به گسست ساختاری در ایران بین سال‌های ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۷ است. آزمون لی استرازبیچ، ثابت بودن متغیرها و هم‌انباشتگی بین متغیرها با فواصل متعدد با استفاده از آزمون ماکس اندازگیری شد. با استفاده از رویکرد FMOLS، مشخص شد که جهانی شدن، مصرف انرژی و صنعتی شدن، اثرات مثبت و معناداری بر آلودگی محیط زیست (انتشار CO_2) دارند.

1. Dutt, Mihov and van Zandt (2008)
2. Chandra, Boccardo and Osorio (2007)
3. Imbs and Wacziarg, (2003)
4. Juvenal and Santos Monteiro

پیشکین^۱ (۲۰۲۳)، به رابطه بین جهانی‌شدن اقتصادی، تنوع صادرات و انتشار گازهای گلخانه‌ای پرداخت. در این مطالعه، سؤال تحقیق برای دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۵ برای OECD اعمال شده و تحلیل تجربی با استفاده از روش داده‌های تابلویی انجام شده است. این مطالعه، رابطه منفی بین تنوع صادرات و انتشار گازهای گلخانه‌ای را نشان می‌دهد. با بررسی‌های صورت گرفته، تنوع صادرات در تجزیه و تحلیل منحنی کوزنتس زیست‌محیطی کشورهای حوزه خلیج فارس با رویکرد پانل فضایی لحاظ نشده است.

۳. داده‌ها و روش اقتصادسنجی

۳-۱. داده‌ها، منابع داده و مدل کلی اقتصادسنجی

به‌منظور انجام یک تحلیل تجربی از جهانی‌سازی، تنوع صادراتی و تخریب محیط‌زیست، از رویکرد پنل دیتا استفاده می‌کنیم. طبق گفته الهورست^۲ (۲۰۱۴)، رویکرد استاندارد در اقتصاد سنجی فضایی به این صورت است که باید در ابتدا تحلیل را با مدل غیرمکانی شروع، و سپس بررسی کرد که آیا مدل معیار، نیاز به توسعه با لحاظ نمودن اثرات متقابل فضایی دارد یا خیر. نمونه مورد استفاده شامل ۷ مقطع و دوره زمانی شامل سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ می‌باشد. تصمیم در مورد انتخاب نمونه براساس در دسترس بودن داده‌ها بوده، که از بانک جهانی گرفته شده است. مطابق ادبیات موجود مرتبط با تخریب محیط‌زیست و به‌دنبال مطالعه رافیندادی و عثمان^۳ (۲۰۱۹)، مدل رگرسیون خطی غیرمکانی، با افزودن متغیر متنوع‌سازی صادرات به صورت زیر مد نظر است:

$$LCO_{2it} = \beta_0 + \beta_1 LEC_{it} + \beta_2 LKOF_{it} + \beta_3 LDI_{it} + \beta_4 LGDP_{it} + \beta_5 LGDP_{it}^2 + \mu_t + V_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن، t نماد زمان، i نماد مقطع و β_i نماد ضرایب می‌باشند. CO_2 معرف انتشار دی اکسید کربن است که به‌عنوان نماینده‌ای برای میزان تخریب محیط‌زیست استفاده می‌شود. EC مصرف انرژی، KOF جهانی‌سازی، DI تنوع صادرات و GDP_{it} تولید ناخالص داخلی سرانه است که همگی لگاریتم‌گیری شده‌اند. μ_t ، V_i و ε_{it} تأثیرات زمانی، ناهمگونی مشاهده نشده و تأثیرات متغیرهای حذف شده را بیان می‌کنند.

معادله (۱)، همچنین برای تخمین مدل‌های غیرمکانی اثرات ثابت و تصادفی استفاده خواهد شد. مدل اثرات ثابت، ناهمگونی را با اجازه دادن فاصله جداگانه برای هر مقطع کنترل می‌کند؛ در حالی که مدل اثرات تصادفی، ویژگی‌های مشاهده نشده کشور را در عبارت خطا نشان می‌دهد. هر دو مدل دارای برخی مزایا و معایب خاص هستند، با این حال، براساس آزمون مشخصات هاسمن (۱۹۷۸)، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. شرح کامل متغیرها در جدول ۱ ارائه شده است.

1. Pişkin

2. Elhorst (2014)

3. Rafindadi and Usman

جدول ۱: شرح کامل متغیرهای تحقیق

متغیر	توصیف	تعریف متغیر	منبع
CO ₂	انتشار دی اکسید کربن	میلیون تن	آمار انرژی جهانی ^۱ (۲۰۲۰)
EC	مصرف انرژی	برحسب گیگاژول سرانه	آمار انرژی جهانی (۲۰۲۰)
KOF	شاخص جهانی- سازی	ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جهانی- شدن را اندازه گیری می کند.	گیگلی و همکاران (۲۰۱۹)
DI	تنوع صادرات	برای تعیین میزان متنوع سازی صادرات کشور، از شاخص هرفیندال-هیریشمن استفاده شده که شاخص تنوع صادراتی معرفی شده توسط مؤسسه آنکتاد نیز بر اساس این شاخص است.	سایت آنکتاد
GDP _{pc}	تولید ناخالص داخلی سرانه برحسب سال پایه ۲۰۱۵ به دلار	تولید ناخالص داخلی مجموع ارزش ناخالص اضافه شده توسط همه تولیدکنندگان مقیم در اقتصاد به اضافه هرگونه مالیات بر محصول و منهای یارانه هایی که در ارزش محصولات لحاظ نشده است.	بانک جهانی

۳-۲. وابستگی مقطعی

در مرحله اول، با استفاده از معادله (۱)، وابستگی مقطعی (CSD) از طریق آزمون های LM بروش-پاگان، LM مقیاس شده پسران و آزمون CD پسران بررسی خواهد شد. آزمون LM بروش-پاگان بر اساس همبستگی زوجی تخمین های باقیمانده ها است. این تخمین ها در حالت $T > N$ کارآمد خواهند بود، در غیر این صورت، می تواند منجر به تحریف قابل توجهی در اندازه نمونه شود (بروش پاگان^۲، ۱۹۸۰).

پسران (۲۰۰۴)، دو آزمون را برای رفع این اشکالات پیشنهاد کرد. آزمون مقیاس شده پسران با استفاده از نسخه استاندارد شده آماره LM، برآورد کارآمدی را ارائه می دهد. به همین ترتیب، آزمون پسران سی اس دی نیز با استفاده از میانگین ضریب همبستگی زوجی، تخمین های کارآمدی را در پانل های با تعداد بی نهایت مقطع و دوره زمانی، ارائه می دهد. فرضیه صفر این آزمون ها، «عدم وابستگی مقطعی» را بیان می کند. رد فرضیه صفر، نشان می دهد که CSD به تحلیل فضایی برای لحاظ اثرات فضایی به منظور به دست آوردن تخمین های بدون سوگیری نیاز دارد.

1. bp Statistical Review of World Energy

2. Breusch and Pagan (1980)

۳-۳. مشخصات ماتریس وزنی فضایی

ساخت ماتریس وزنی، مرحله اولیه در تحلیل فضایی است؛ زیرا برآورد مدل‌های فضایی، مستلزم تعیین ماتریس وزن فضایی است که میزان وابستگی فضایی بین واحدهای مقطع i و j در نمونه را نشان می‌دهد. دو رویکرد اصلی برای توسعه ماتریس وزن، (i) براساس مرزها و (ii) ماتریس وزن براساس فاصله وجود دارد. براساس مرزها، می‌توان با اختصاص وزن مجاورت فضایی و وزن مرز مشترک، ساخت. این نوع ماتریس به داده‌های چند ضلعی و شبکه ای نیاز دارد. از سوی دیگر، براساس فاصله، داده‌های فاصله جغرافیایی (طول و عرض جغرافیایی) بین کشورهای مرکز i و j مورد نیاز است. از طریق این روش، ماتریس را می‌توان با تخصیص وزن‌های k -نزدیک‌ترین همسایه، وزن فاصله شعاعی (از طریق تعیین فاصله نگهداری آستانه یا پهنای باند)، وزن فاصله توان، وزن فاصله نمایی و وزن فاصله دو برابر توان ساخت.

ماتریس فاصله معکوس (کوپسزیوسکا و همکاران، ۲۰۱۷ و پرکوکو، ۲۰۱۰) و انواع خاصی از ماتریس براساس متغیرهای اقتصادی، شبکه اجتماعی و اجتماعی-اقتصادی نیز در ادبیات رایج هستند (فینگلتون و لی گالو، ۲۰۰۸ و آنسلین و برا، ۱۹۹۸). بر این اساس، می‌توان از طریق استانداردسازی ردیف، استانداردسازی ستون و با تقسیم هر یک از عناصر ماتریس وزن بر بزرگ‌ترین ریشه مشخصه آن، نرمال کرد. هر نوع، مزایا و محدودیت‌های خاص خود را دارد که بحث آنها در محدوده این مطالعه نیست. با این حال، همه انواع ماتریس‌ها معمولاً در ادبیات فضایی استفاده می‌شوند. همان‌طور که اسکواس و گراشویس^۵ (۲۰۲۰)، از ماتریس فاصله معکوس (با نقطه برش فاصله) استفاده کردند و آن را با تقسیم هر یک از عناصر بر بزرگ‌ترین ریشه مشخصه آن نرمال کردند، دلگادو و همکاران^۶ (۲۰۱۸)، ماتریس ساخته شده براساس آستانه فاصله، نوید و احمد^۷ (۲۰۱۶)، از ماتریس مبتنی بر پیوستگی و آنتسزاک^۸ (۲۰۱۸)، ماتریس را از طریق k -نزدیک‌ترین همسایه و سایر ماتریس‌های مبتنی بر فاصله ساخته‌اند.

۳-۴. خودهمبستگی فضایی

هنگامی که ماتریس ایجاد شد، مرحله بعدی بررسی وابستگی فضایی است. برای این منظور، از دو آزمون استفاده می‌شود. آزمون جهانی Moran's I (شاخص موران) و آزمون Geary C. شاخص

1. Kopczewska et al. (2017)
2. Percoco (2010)
3. Fingleton and Le Gallo (2008)
4. Anselin and Bera (1998)
5. Skevas and Grashuis (2020)
6. Delgado et al. (2018)
7. Naveed and Ahmad (2016)
8. Antczak (2018)

موران برای اندازه‌گیری خودهمبستگی فضایی بسیار محبوب است (آنسلین، ۱۹۹۵) که در آن، آماره جهانی Moran's I رابطه فضایی کلی را برای همه واحدهای جغرافیایی در تحلیل نشان می‌دهد. این آماره متقاطع بین یک متغیر و وقفه فضایی آن به همراه متغیر بیان شده، به صورت انحراف بوده، و محاسبه آن براساس فرمول زیر است (موران، ۱۹۴۸):

$$I = \frac{N \sum_{i,j} W_{i,j} Z_i Z_j}{\sum_i \sum_j W_{i,j} \sum_{i=1}^n Z_i^2} \quad i \neq j \quad (2)$$

که در آن، N تعداد مشاهدات و $W_{i,j}$ عناصر/اجزای ماتریس وزنی فضایی است، $\sum_i \sum_j W_{i,j}$ مجموع همه اوزان است. Z_i و Z_j به صورت انحراف از میانگین متغیر مورد نظر بیان می‌شوند. برای مشاهدات i ، $Z_i = (X_i - \bar{X})$ و $\bar{X}_i$ میانگین متغیر X است. همچنین برای مشاهدات j ، $Z_j = (X_j - \bar{X})$ و $\bar{X}_j$ میانگین متغیر X است. موران I یک آزمون پارامتری است که مقادیر شاخص آن بین +۱ و -۱ قرار دارد. +۱ خوشه‌بندی کامل مقادیر مشابه (خودهمبستگی فضایی مثبت قوی)، -۱ خوشه‌بندی کامل مقادیر غیر مشابه (خودهمبستگی فضایی منفی قوی) و ۰ نشان‌دهنده تصادفی کامل (بدون همبستگی فضایی) است.

از آزمون Geary C نیز برای اندازه‌گیری خودهمبستگی فضایی استفاده می‌شود. این آزمون براساس مجموع اختلاف مجذور بین جفت داده‌های متغیر X به عنوان معیار کوواریانس است و به شکل زیر بیان می‌شود:

$$C = \frac{(n-1) \sum_i \sum_j W_{i,j} (X_i - X_j)^2}{2 \sum_i \sum_j W_{i,j} \sum_i Z_i^2} \quad (3)$$

N تعداد واحدهای فضایی را نشان می‌دهد، X متغیر مورد نظر، Z_i انحراف از میانگین آن متغیر و $W_{i,j}$ ماتریس وزنی فضایی است. مقادیر بین ۰ و ۲ با میانگین برابر با ۱ قرار دارند، بنابراین، مقادیر کمتر از ۱، دلالت بر خود همبستگی فضایی مثبت و مقادیر بیشتر از ۱، دلالت بر خود همبستگی فضایی منفی دارد (آنسلین، ۱۹۹۵؛ دنگ و همکاران، ۲۰۱۷).

۳-۵. مدل‌های رگرسیون فضایی

برای تجزیه و تحلیل فضایی، معادله (۱) به شکل معادله (۴) به معادله (۶) با گنجاندن وقفه‌های فضایی در مدل اصلاح می‌شود. با توجه به آنسلین (۱۹۸۸)؛ لیسچ و پیس (۲۰۰۹) و الهورست، (۲۰۱۴)، اقتصاد سنجی فضایی، که به طور گسترده با ناهمگنی فضایی و وابستگی فضایی سروکار دارد، دارای سه مدل مشترک برای تخمین یعنی مدل خودبازگشت فضایی (SAR)، مدل خطای فضایی (SEM) و مدل دوربین فضایی (SDM) است.

1. Anselin (1995)

2. Moran (1948)

3. Deng et al. (2017)

4. LeSage and Pace (2009)

مدل خودرگرسیون فضایی (SAR): مدل SAR معمولاً برای تخمین اثرات فضایی با ترکیب وقفه مکانی متغیر وابسته (LCO_2) استفاده می‌شود. این مدل، نشان می‌دهد که LCO_2 کشور محلی تا حدی توسط LCO_2 کشور همسایه تعیین می‌شود. مدل مذکور به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$LCO2_{it} = \alpha_{iN} + \beta_1 LEC_{it} + \beta_2 LKOF_{it} + \beta_3 LDI_{it} + \beta_4 LGDPpc_{it} + \beta_5 LGDP2pc_{it} + \rho WLCO2_{it} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

در شکل تعدیل شده، معادله (۴) به صورت زیر خواهد بود:

$$LCO2_{it} = (In - \rho W) - 1[\alpha_{iN} + \beta_1 LEC_{it} + \beta_2 LKOF_{it} + \beta_3 LDI_{it} + \beta_4 LGDPpc_{it} + \beta_5 LGDP2pc_{it} + \rho WLCO2_{it} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{it}] \quad (۵)$$

که در آن، LCO_2 متغیر وابسته و LEC ، $LKOF$ ، LDI ، $LGDPpc$ و $LGDP^2pc$ متغیرهای توضیحی هستند، W ماتریس وزن فضایی 7×7 غیرمنفی است که پیکربندی فضایی واحدهای مقطع در نمونه را توضیح می‌دهد. I ماتریس هویت/شناسایی (W) است و $WLCO_2$ اثرات متقابل درونزا در بین متغیر وابسته هستند. α پارامتر اسکالر و β 'ها بردارهای پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند، ρ پارامتر خودرگرسیون فضایی است که شدت وابستگی متقابل فضایی LCO_2 را در بین کشورها اندازه‌گیری می‌کند و ε عبارت خطای مستقل و توزیع شده یکسان است.

مدل خطای فضایی (SEM): SEM یک راه جایگزین برای ترکیب روابط فضایی از طریق وابستگی فضایی در عبارت خطا است. مدل به شکل زیر نوشته شده است:

$$LCO2_{it} = \alpha_{iN} + \beta_1 LEC_{it} + \beta_2 LKOF_{it} + \beta_3 LDI_{it} + \beta_4 LGDPpc_{it} + \beta_5 LGDP2pc_{it} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W\varepsilon_{it} + \mu_{it}$$

معادله فوق را به صورت تعدیل یافته، می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$LCO2_{it} = \alpha_{iN} + \beta_1 LEC_{it} + \beta_2 LKOF_{it} + \beta_3 LDI_{it} + \beta_4 LGDPpc_{it} + \beta_5 LGDP2pc_{it} + \mu_t + v_i + (In - \lambda W\varepsilon_{it})^{-1} \mu_{it} \quad (۷)$$

λ پارامتر خودرگرسیون برای وقفه خطا است و $W\varepsilon$ اثرات متقابل فضایی بین اختلالات واحدهای مختلف را نشان می‌دهد. در اینجا می‌توان گفت که وابستگی فضایی با عبارت خودهمبستگی فضایی نشان داده می‌شود. با این حال، ساختار رابطه فضایی دقیقاً معلوم نیست؛ چرا که خطاهای همبسته فضایی در مدل گنجانده شده است تا ویژگی‌های غیرقابل مشاهده مکان را به تصویر بکشد.

مدل دوربین فضایی (SDM): مدل دوربین فضایی پیشنهاد شده توسط لیسچ و پیس (۲۰۰۹)، به عنوان مدل مهم‌تری در اقتصاد سنجی فضایی در نظر گرفته شده است که اثرات سرریز را در هر دو متغیر وابسته و مستقل، منعکس می‌کند. بنابراین، مدل شامل هر دو متغیر وابسته و مستقل با وقفه مکانی است که اثرات ناشی از کشور همسایه را نشان می‌دهد. SDM به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$LCO2_{it} = \alpha_{iN} + \beta_1 LEC_{it} + \beta_2 LKOF_{it} + \beta_3 LDI_{it} + \beta_4 LGDPpc_{it} + \beta_5 LGDP2pc_{it} + \rho WLCO2_{it} + \gamma_1 WLEC_{it} + \gamma_2 WLKOF_{it} + \gamma_3 WLDI_{it} + \gamma_4 WLGDPPc_{it} + \gamma_5 WLGD2pc_{it} + \mu_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

در شکل تعدیل یافته، معادله به شکل زیر خواهد بود:

$$LCO2_{it} = (In - \rho W)^{-1} [\alpha_{iN} + (\beta_1 LEC_{it} + \beta_2 LKOF_{it} + \beta_3 LDI_{it} + \beta_4 LGDPpc_{it} + \beta_5 LGDP2pc_{it} + \rho WLCO2_{it} + \gamma_1 WLEC_{it} + \gamma_2 WLKOF_{it} + \gamma_3 WLDI_{it} + \gamma_4 WLGDPPc_{it} + \gamma_5 WLGD2pc_{it}) + \mu_t + v_i + \varepsilon_{it}] \quad (۹)$$

βها تأثیر مستقیم LEC، LKOF، LDI، LGDPpc و LGDP²pc را بر LCO2 کشور محلی نشان می‌دهد، γها تأثیر غیرمستقیم/سرریز LEC، LKOF، LDI، LGDPpc و LGDP²pc را بر LCO2 کشور محلی و ρ که پارامتر خودرگرسیون فضایی است، تأثیر وابستگی فضایی LCO2 را در بین کشورهای نمونه نشان می‌دهد. برخلاف WLCO2، که نشان دهنده اثرات متقابل درونزا در بین متغیر وابسته است، WLEC، WLKOF، WLDI، WLGDPPc و WLGD²pc، تعامل برونزا را در بین متغیرهای مستقل (LEC، LKOF، LDI، LGDPpc و LGDP²pc) نشان می‌دهد. در تحلیل فضایی، اثرات فضایی در مدل FE ثابت در نظر گرفته می‌شوند؛ در حالی که در مدل RE، تصادفی در نظر گرفته می‌شوند. مدل ترجیحی براساس آزمون مشخصات هاسمن (۱۹۷۸) انتخاب خواهد شد.

۴. نتایج و بحث

۴-۱. آزمون مانایی و خودهمبستگی فضایی

با توجه به اینکه ماهیت داده‌های مورد مطالعه، پانل می‌باشد برای آزمون مانایی، از آزمون ریشه واحد پسران^۱ (۲۰۰۷) (CIPS) استفاده شده است. نتیجه آزمون مانایی در جدول شماره (۱) گزارش شده است. براساس نتایج آزمون همه متغیرها با یک بار تفاضل مانا هستند.

جدول ۲: آزمون مانایی پسران (۲۰۰۷)

متغیر	در سطح	یک بار تفاضل
	مقدار آماره	مقدار آماره
انتشار دی اکسید کربن	-۱,۸۵۸	-۴,۴۲۱
مصرف انرژی	-۲,۰۸۷	-۴,۲۳۶
جهانی‌سازی	-۱,۷۵۴	-۴,۶۶۱
تنوع صادرات	-۲,۷۱۳	-۵,۵۹۶
تولید ناخالص داخلی سرانه	-۱,۵۲۹	-۳,۱۷۹
مقادیر بحرانی در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد، به ترتیب، -۲,۳۱، -۲,۳۳ و -۵۷,۲		

نتایج آزمون ریشه واحد در قسمت قبلی، نشان داد که متغیرهای مورد استفاده، دارای ریشه واحد هستند، لذا جهت اطمینان از وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق، از آزمون هم‌انباشتگی کائو استفاده می‌شود. نتایج جدول (۲) حاکی از آن است که با توجه به رد فرض صفر (مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق)، متغیرهای مورد استفاده در تحقیق برای کشورها دارای رابطه هم‌انباشته هستند و رگرسیون تخمین زده شده نمی‌تواند کاذب باشد و بین متغیرهای مذکور، رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد.

جدول ۳: هم‌انباشتگی کائو	
آماره t	احتمال
-۶,۳۳۹۷۷۳	۰,۰۰۰۰

برای آزمون CSD^۱ در جدول ۳، مقادیر احتمال در همه موارد، بسیار معنی‌دار است که نشان‌دهنده رد فرضیه صفر «عدم CSD» است. این یافته‌ها وجود CSD را تأیید می‌کند و نیاز به مدل‌سازی اقتصادسنجی فضایی دارد و همچنین، همه ضرایب از نظر آماری معنی‌دارند که دلالت بر وجود خود همبستگی فضایی مثبت با رد فرضیه صفر دارند.

جدول ۴: نتایج CSD و آزمون‌های خودهمبستگی فضایی

متغیر/ مدل	آزمون LM بروش-پاگان	آزمون LM مقیاس پسران	آزمون CD پسران
انتشار دی اکسید کربن	۴۵۳,۲۵۱۵ (۰,۰۰۰۰)	۶۶,۶۹۷۸۵ (۰,۰۰۰۰)	۲۱,۲۳۲۲۲ (۰,۰۰۰۰)
مصرف انرژی	۴۲۸,۵۲۲۴ (۰,۰۰۰۰)	۶۲,۸۸۲۰۷ (۰,۰۰۰۰)	۲۰,۴۹۶۱۲ (۰,۰۰۰۰)
KOF	۴۷۲,۲۵۴۲ (۰,۰۰۰۰)	۶۹,۶۳۰۰۴ (۰,۰۰۰۰)	۲۱,۷۱۲۵۵ (۰,۰۰۰۰)
تنوع صادرات	۱۴۲,۵۰۳۰ (۰,۰۰۰۰)	۱۸,۷۴۸۳۳ (۰,۰۰۰۰)	۸,۹۲۹۳۷۱ (۰,۰۰۰۰)
تولید ناخالص داخلی سرانه	۱۵۱,۳۶۲۸ (۰,۰۰۰۰)	۲۰,۱۱۵۴۲ (۰,۰۰۰۰)	۹,۱۵۱۵۲۸ (۰,۰۰۰۰)
آزمون‌های خودهمبستگی فضایی			
	مدل دوربین فضایی (SDM)	مدل خطای فضایی (SEM)	مدل وقفه فضایی (SAR)
Moran's I	۰,۷۶۸۷ (۰,۰۰۰۰)	۰,۷۲۳۵ (۰,۰۰۰۰)	۰,۷۷۱۷ (۰,۰۰۰۰)
Geary's C	۰,۱۳۴۱ (۰,۰۰۰۰)	۰,۹۴۳۷ (۰,۰۰۰۰)	۰,۱۲۹۹ (۰,۰۰۰۰)

برای انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی، از آماره‌ی F لیمر استفاده شده است. فرض صفر این آماره، بیانگر انتخاب روش داده‌های تلفیقی و اولویت آن نسبت به داده‌های تابلویی است. نتایج نشان‌دهنده تأیید اثرات ثابت در برابر روش حداقل مربعات تجمیع شده می‌باشد و به بیان دیگر، تأیید داده‌های تابلویی در برابر داده‌های تلفیقی است.

جدول ۵: آزمون اف لیمر	
احتمال	آماره F
۰,۰۰۰۰	۸۵,۶۸۵۶۵۵

به‌طور کلی برای تخمین مدل‌های داده‌های تابلویی، دو روش وجود دارد که عبارتند از: روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی. تعیین آنکه در مورد یک نمونه از داده‌ها، کدامیک از این دو روش باید مورد استفاده قرار گیرد، از طریق آزمون‌های خاص خود انجام می‌گیرد. یکی از رایج‌ترین این آزمون‌ها، آزمون هاسمن است. فرضیه صفر آزمون هاسمن، آن است که مدل دارای اثرات تصادفی است. آماره این آزمون نیز آماره کای دو (χ^2) است.

جدول ۶: آزمون هاسمن	
مقدار احتمال	آماره (χ^2)
۰,۰۰۰	۵۲,۴۸

نتایج آزمون هاسمن، بیانگر رد فرضیه H_0 است. به عبارت دیگر، نتایج بیانگر تأیید اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی است و بنابراین، مدل این تحقیق باید به صورت اثرات ثابت تخمین زده شود. برای انتخاب مدل نهایی پانل فضایی، از آزمون والد استفاده می‌شود. با توجه به جدول شماره (۶)، فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن مدل SAR رد و در نتیجه، مدل SDM پذیرفته شد.

جدول ۷: آزمون والد برای انتخاب بین مدل SAR و SDM

احتمال	آماره
۰,۰۰۰۰	۶۷,۳۹

نتایج مندرج در جدول (۷) نیز نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر مناسب بودن مدل SEM رد و در نتیجه، مدل SDM پذیرفته می‌شود.

جدول ۸: آزمون والد برای انتخاب بین مدل SEM و SDM

احتمال	آماره
۰,۰۰۰۰	۴۷,۰۶

جدول ۹: نتایج پانل دورین فضایی

متغیر	ضرایب	آماره Z	احتمال
مصرف انرژی	۰,۹۲۸۱	۴۹,۸۳	۰,۰۰۰
جهانی سازی	-۰,۰۶۹۴	-۰,۷۶	۰,۴۴۵
تولید ناخالص داخلی	-۱,۶۷۸۴	-۳,۵۹	۰,۰۰۰
تولید ناخالص داخلی توان ۲	۰,۰۸۷۴	۳,۸۴	۰,۰۰۰
تنوع صادرات	۰,۱۳۲۱	۱,۹۵	۰,۰۵۲
$R^2=۰,۹۵$			

طبق نتایج گزارش شده در جدول (۸)، مقدار مصرف انرژی ۰,۹۲ برآورد شده است که به لحاظ آماری، معنی دار و دارای علامت سازگاری است. به عبارتی، رابطه مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن، مثبت است. تفسیر ضریب به این صورت است که با ثابت بودن سایر متغیرها، چنانچه مصرف انرژی به اندازه یک درصد افزایش یابد، انتشار دی اکسید کربن، ۰,۹۲ درصد افزایش خواهد یافت. این نتایج با یافته های سارکودی و آدامز (۲۰۱۸) و کار (۲۰۲۲) مطابقت دارد. ضریب جهانی سازی برابر ۰,۰۶۹۴- برآورد شده است که سازگار با تئوری بوده، اما از لحاظ آماری معنادار نیست.

از شاخص های مهم تجارت، تنوع صادراتی است که در پژوهش های صورت گرفته، مورد توجه قرار نگرفته است. براساس نتایج، تنوع صادراتی، تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارد و بنابراین، ایجاد تنوع در صادرات در کشورهای حوزه خلیج فارس، موجب افزایش انتشار دی اکسید کربن می شود. مسئله ای که در این کشورها موجب تمرکز بالای سبد صادراتی شده است، تمرکز بر صادرات نفت و گاز و محصولات پتروشیمی است که ذاتاً جزو صنایع آلوده کننده محیط زیست می باشند.

این موضوع را این گونه نیز می توان توصیف کرد که توسعه اقتصادی یک کشور مبتنی بر تخصصی - شدن و تنوع بخشی به محصولات و ساختار تجارت است. با این حال، تنوع صادرات می تواند به طور مؤثر، هدف توسعه اقتصادی را محقق کند و به طور غیرمستقیم، باعث انتشار کربن شود. در عین حال، تنوع صادرات، مستلزم استفاده گسترده از انرژی و افزایش فروش، تولید و استفاده از حمل و نقل است.

تنوع صادراتی کشورهای حوزه خلیج فارس منجر به افزایش انتشار کربن شد؛ زیرا این اقتصادها از تنوع بازار صادراتی بالایی برخوردارند. تحت این سناریو، هر کشور بر افزودن

محصولات جدید تمرکز می‌کند و چندین مقصد را برای یک خط صادراتی یکسان تعریف می‌کند (بشیر و همکاران، ۲۰۲۰). چنین تنوعی از طریق افزایش تقاضا و استفاده فشرده از انرژی، آلودگی بالایی را به دنبال دارد.

یافته‌ها همچنین نشان می‌دهد که رشد اقتصادی، رابطه منفی با انتشار CO_2 دارد. افزایش یک درصدی در رشد اقتصادی، انتشار CO_2 را برپایه نتایج پانل فضایی تا ۱/۶۷ درصد کاهش می‌دهد. اثر مربع رشد اقتصادی نیز مثبت و معنادار است و این نشان می‌دهد که ارتباط بین انتشار CO_2 و رشد اقتصادی به شکل U است، و چنین ارتباط U شکل، اساساً نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در کاهش انتشار CO_2 در کشورهای موردنظر حیاتی نیست، که مطابق با نتایج مطالعه کار (۲۰۲۲) می‌باشد. آماره R^2 به میزان ۹۵ درصد، نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از تغییرات انتشار دی اکسید کربن توسط متغیرهای انتخابی قابل توضیح است. با توجه به ضریب ρ محاسبه شده، می‌توان نتایج مفیدی را در خصوص مدل ارائه نمود. در واقع، با توجه به این ضریب در مدل و ضرایب مشابه در سایر مدل‌ها، این نتیجه حاصل می‌شود که داده‌های وزنی از خود واکنش نشان داده و معنی‌دار هستند.

معناداری این آماره، بیانگر آن است که محل انتشار اثرات فضایی، از متغیر وابسته ناشی می‌شود. در جدول (۹)، نتایج آزمون ρ در مدل قابل مشاهده است. با توجه به احتمال کمتر از ۵ درصد، می‌توان گفت، محل انتشار اثرات فضایی، از متغیر وابسته ناشی می‌شود.

جدول ۱۰. آزمون ρ

مقدار آماره	احتمال
-۰,۳۸۷۸	۰,۰۰۰

به وضوح قابل مشاهده است که تخمین‌های ضرایب در مدل‌های فضایی به‌ویژه در SDM دقیق‌تر هستند که خود نشان می‌دهد، حذف اثرات فضایی قابل توجه، می‌تواند سوگیری زیادی را در یافته‌ها ایجاد کند.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پایداری توسعه اقتصادی، مستلزم پایداری محیطی به‌عنوان بخشی از یک فرایند پویا است. به‌منظور دستیابی به هدف این تحقیق در زمینه سیاست زیست‌محیطی، این مقاله بر تأثیر جهانی‌شدن و تنوع صادرات بر عملکرد زیست‌محیطی با استفاده از داده‌های چند ملیتی برای ۷ کشور طی دوره ۲۰۲۰-۱۹۹۵، همراه با برآورد پانل فضایی از طریق شاخص‌های جهانی‌شدن، ارائه شده توسط مؤسسه اقتصادی KOF سوئیس و تنوع صادراتی توسط آنکتاد و انتشار CO_2 تمرکز می‌کند.

در مدل پنل فضایی، مشاهده می‌شود که یک رابطه U شکل بین درآمد و انتشار CO₂ در کشورهای حوزه خلیج فارس وجود دارد. یعنی، شواهد تجربی برای اعتبار فرضیه منحنی کوزنتس زیست محیطی، نشان می‌دهد که سطح انتشار CO₂ با افزایش درآمد در ابتدا کاهش می‌یابد تا زمانی که به ثبات برسد. سپس در بلندمدت افزایش پیدا می‌کند. همچنین مشخص شد که مصرف انرژی به‌طور مثبت با انتشار CO₂ در کشورهای حوزه خلیج فارس در بلندمدت مرتبط است، همان‌طور که در مورد کشورهای در حال توسعه انتظار می‌رود. این نتایج تجربی در مورد اثرات درآمد و مصرف انرژی بر انتشار CO₂، با نتایج تجربی قبلی مطالعات بر روی چندین کشور در حال توسعه مغایرت دارد (مانند هالچی اوغلو^۱، ۲۰۰۹، برای ترکیه؛ جاوید و شریف^۲، ۲۰۱۶، برای پاکستان؛ جایانتاکوماران و همکاران^۳، ۲۰۱۲، برای چین و هند؛ کنجیلال و گوش^۴، ۲۰۱۳، برای هند؛ ماناگی و جنا^۵، ۲۰۰۸، برای هند؛ نصیر و رحمان^۶، ۲۰۱۱، برای پاکستان؛ تانگ و تان^۷، ۲۰۱۵، برای ویتنام).

به عبارت دیگر، تابع انتشار CO₂ با مصرف انرژی در کشورهای منتخب معتبر است. همچنین مشاهده می‌شود که تنوع محصولات گسترده‌تر در سبد صادراتی، باعث انتشار بیشتر CO₂ در کشورهای منتخب حوزه خلیج فارس می‌شود.

نتایج این مطالعه، نشان داد که مصرف انرژی و تنوع صادرات، تخریب محیط‌زیست را در کشورهای حوزه خلیج فارس تشدید می‌کند. تنوع محصولات صادراتی به‌طور قابل‌توجهی بر انتشار CO₂ در کشورهای منتخب تأثیر می‌گذارد. در واقع، تنوع صادراتی می‌تواند نه تنها برای رشد سریع اقتصادی بلکه برای مدیریت آلاینده‌های زیست محیطی نیز مفید باشد. به عنوان مثال، شرکت‌ها باید از تولید کالاهایی که باعث انتشار شدید CO₂ می‌شوند، اجتناب کنند. این موضوع باید در گسترش سبد صادراتی، مورد ارزیابی قرار گیرد و محصولات با انتشار CO₂ بالا، قابل واردات باشد.

البته، همه این پیامدها مستلزم دانش دقیق از مقیاس آلاینده‌های زیست محیطی در اقتصاد کشورها برای هر بخش است. تلاش‌های تجاری و سیاسی برای تنوع بخشیدن به سبد محصولات صادراتی، به‌طور مستقیم بر کیفیت محیطی تأثیر می‌گذارد. کشورها می‌توانند اطلاعات مربوط به جریان سرمایه مرتبط با شرکت‌های سرمایه‌گذاری را برای بهبود مقررات زیست محیطی شفاف کنند. کشورهای در حال توسعه، نیاز به اتخاذ شیوه‌های زیست‌محیطی خوب در فعالیت‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری خارجی دارند.

1. Halicioglu (2009)
2. Javid and Sharif (2016)
3. Jayanthakumaran et al. (2012)
4. Kanjilal and Ghosh (2013)
5. Managi and Jena (2008)
6. Nasir and Rehman (2011)
7. Tang and Tan (2015)

از سوی دیگر، تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه و جهانی‌سازی در کشورهای منتخب، منفی است. از نتایج محاسبه شده، می‌توان دریافت که تولید ناخالص داخلی سرانه و جهانی‌سازی، ممکن است به بهبود کیفیت زیست‌محیطی در کشورهای حوزه خلیج فارس کمک کند. با این حال، رشد اقتصادی برای هر اقتصاد در حال توسعه حیاتی است. بنابراین، در اقتصادهای در حال توسعه، با افزایش درآمد، انتشار CO_2 به‌طور سیستماتیک در ابتدا کاهش می‌یابد.

در این مرحله، پیامدهای سیاست باید بر کاهش هزینه‌های اولیه سرمایه‌گذاری‌های ناسازگار با محیط‌زیست متمرکز شود. این کشورها با در نظر گرفتن یک چهارچوب سیاستی در ارتباط با پیشرفت فناوری، می‌توانند به چندین موضوع (یعنی نوسازی صنایع، درآمدهای صادراتی، رشد اقتصادی و مهم‌تر از همه، حفظ محیط‌زیست) به‌طور همزمان رسیدگی کنند. با توجه به اینکه صادرات در کشورهای حوزه خلیج فارس، تمرکز بالایی در بخش‌های نفت و گاز و پتروشیمی دارند و این بخش‌ها آلودگی بالایی را به دنبال دارند و لذا، پیامدهای سیاستی باید مبتنی بر حمایت از استفاده کارآمدتر از انرژی‌های تجدیدپذیر در اقتصاد این کشورها باشد.

لازم به ذکر است که سرمایه‌گذاری یا مشوق‌های مالیاتی بر روی فناوری‌هایی که انرژی‌های تجدیدپذیر را مصرف می‌کنند، می‌توانند از ابزارهای سیاستی قابل توجه باشند. برای بهبود کیفیت زیست‌محیطی از منظر سیاست انرژی، سیاستگذاران باید بر روی سیاست‌های انرژی پاک تمرکز کنند. بهبود بهره‌وری انرژی، سرمایه‌گذاری در منابع تجدیدپذیر، افزایش استفاده از منابع انرژی پاک‌تر، و کاهش شدت انرژی، گزینه‌های اصلی برای کاهش انتشار کربن هستند.

References

- Atak, A., Linton, O., & Xiao, Z. (2009). *A Semiparametric Panel Model for Climate Change in the United Kingdom*. Manuscript.
- Agosin, M. R., Alvarez, R., & Bravo-Ortega, C. (2012). Determinants of export diversification around the world: 1962-2000. *The World Economy*, 35(3), 295- 315.
- Antweiler, W., Copeland, B.R., & Taylor, M.S. (2001). Is free trade good for the environment?. *Am. Econ. Rev.*, 91, 877-908.
- Anselin, L., (1988). Model validation in spatial econometrics: A review and evaluation of alternative approaches. *Int. Reg. Sci. Rev.*, 11(3), 279-316.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association-LISA. *Geogr. Anal.* 27(2), 93-115.
- Antczak, E. (2018). Building matrices using selected geostatistical tools: Empirical examination and application. *Stats*, 1(1), 112-133.
- Bashir, M.A., Sheng, B., Dogan, B., Sarwar, S., & Shahzad, U. (2020). Export product diversification and energy efficiency: Empirical evidence from OECD countries. *Struct. Change Econ. Dynam.*, 55, 232-243.
- Baltagi, B. H. (1995). *Econometrics Analysis of Panel Data*. John Wiley, New York.
- Breusch, T.S., & Pagan, A.R., (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Rev. Econ. Stud.*, 47(1), 239-253.
- Bilgili, F., Ulucak, R., Koçak, E., & Ilkay, S.Ç. (2020). Does globalization matter for environmental sustainability? Empirical investigation for Turkey by Markov regime switching models. *Environ. Sci. Pollut. Res.*, 27, 1087-1100.
- Bu M., Lin C., & Zhang B. (2016). Globalization and climate change: New empirical panel data evidence. *Journal of Economic Surveys*, 30, 577-595.
- Cai, Z. (2007). Trending time-varying coefficient time series models with serially correlated errors. *Journal of Econometrics*, 136, 163-188.
- Cadot, O., Carrere, C., & Strauss-Kahn, V. (2013). Trade diversification, income, and growth: What do we know?. *J. Econ. Surv.*, 27, 790-812.
- Cadot, O., Carrère, C., & Strauss-Kahn, V. (2011) Export diversification: What's behind the hump? *Rev. Econ. Stat.* 93, 590-605.
- Chandra, V., Boccardo, J., & Osorio, I. (2007). *Export Diversification and Competitiveness in Developing Countries*. World Bank: Washington, DC, USA.
- Charfeddine, L. (2017). The impact of energy consumption and economic development on ecological footprint and CO2 emissions: Evidence from a Markov switching equilibrium correction model. *Energy Econ.* 65, 355-374.
- Cole, M.A. (2006). Does trade liberalization increase energy use?. *Econ. Lett.* 92, 108-112.

- Copeland, B.R., & Taylor, M.S. (2004). Trade, growth, and the environment. *J. Econ. Lit.* 42(1), 7-71.
- Delgado, F.J., Lago-Penas, S., & Mayor, M. (2018). Local tax interaction and endogenous ~ spatial weights based on quality of life. *Spatial Econ. Anal.* 13(3), 296-318.
- Dinda, S., (2006). Globalization and environment: Can pollution haven hypothesis alone explain the impact of globalization on environment?. *MPRA Paper*, No. 50590.
- Dutt, P., Mihov, I., & Van Zandt, T. (2008). *Trade Diversification and Economic Development*. Mimeograph, INSEAD: Paris, France.
- Dollar, D., & Kraay, A., (2004). Trade, growth, and poverty. *Econ. J.*, 114(2), 22-49.
- Dreher A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38, 1091-1110.
- De Pineres, S., & Ferrantino, M. (1997). Export diversification and structural dynamics in the growth process: The case of Chile. *Journal of Development Economics*, 52(2), 375-391.
- Deng, T., Li, X., & Ma, M. (2017). Evaluating impact of air pollution on China's inbound tourism industry: A spatial econometric approach. *Asia Pac. J. Tourism Res.*, 22(7), 771-780.
- Destek, M.A., Ulucak, R., & Dogan, E. (2018). Analyzing the environmental Kuznets curve for the EU countries: The role of ecological footprint. *Environ. Sci. Pollut. Res.*, 25, 29387-29396.
- Elhorst, J.P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Vol. 479. Springer, Heidelberg, Germany, p. 480.
- Fingleton, B., & Le Gallo, J. (2008). Estimating spatial models with endogenous variables, a spatial lag and spatially dependent disturbances: Finite sample properties. *Pap. Reg. Sci.*, 87(3), 319-339.
- Gao, J., & Hawthorne, K. (2006). Semiparametric estimation and testing of the trend of temperature series. *Econometrics Journal*, 9, 332-355.
- Gygli, Savina, Florian Haelg, Niklas Potrafke and Jan-Egbert Sturm. (2019). The KOF Globalisation Index-Revisited. *Review of International Organizations*, 14(3), 543-574.
- Grainger, A. (2005). Environmental globalization and tropical forests. *Globalizations*, 2, 335-348.
- Grossman, C., & Krueger, A.B. (1991). Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. *NBER Working Paper*, No. 3914.
- Gozgor, G., & Can, M. (2016). Export product diversification and the environmental Kuznets curve: Evidence from Turkey. *Environ. Sci. Pollut. Res.* 23(21), 21594-21603.
- Gökmenoğlu, K., & Taspinar, N. (2016). The relationship between CO2 emissions, energy consumption, economic growth, and FDI: The case of Turkey. *J. Int. Trade Econ. Dev.*, 25(5), 706-723.
- Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy policy*, 37(3), 1156-1164.

- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Haseeb, A., Xia, E., & Baloch, M.A. (2018). Abbas, K. Financial development, globalization, and CO2 emission in the presence of EKC: Evidence from BRICS countries. *Environ. Sci. Pollut. Res.* 25, 31283-31296.
- Hesse, H. (2009). Export diversification and economic growth. Breaking into new markets: Emerging lessons for export diversification, *The World Bank*, 55-80.
- Imbs, J., & Wacziarg, R. (2003). Stages of diversification. *Am. Econ. Rev.*, 93, 63-86.
- Jayanthakumaran K., Verma, R., & Liu, Y. (2012). CO2 emissions, energy consumption, trade and income: A comparative analysis of China and India. *Energy Policy*, 42, 450-460.
- Javid, M., & Sharif, F. (2016). Environmental Kuznets curve and financial development in Pakistan. *Renew. Sust. Energ. Rev.*, 54, 406-414.
- Juvenal, L., & Santos Monteiro, P. (2013). Export market diversification and productivity improvements: Theory and evidence from Argentinean firms. *FRB of St. Louis Working Paper* No. 015A.
- Jena, P.R., & Grote, U. (2008). Growth-trade-environment nexus in India. *Econ. Bull.* 17(11), 1-11.
- Kanjilal, K., & Ghosh, S. (2013). Environmental Kuznets's curve for India: Evidence from tests for cointegration with unknown structural breaks. *Energy Policy*, 56, 509-515.
- Karampour Garoui Fatemeh, Dehghani Ali. Study of factors affecting the export intensity of Iranian transportation equipment manufacturing industries during the period (1393-1379) with emphasis on the effect of private ownership. *Economic Research (Sustainable Growth and Development)*. 2019; 19 (2): 109-124 (in persian)
- Karasoy, A., & Akçay, S. (2019). Effects of renewable energy consumption and trade on environmental pollution: The Turkish case. *Manag. Environ. Qual. Int. J.*, 30, 437-455.
- Khan, M. B., Saleem, H., Shabbir, M. S., & Huobao, X. (2022). The effects of globalization, energy consumption and economic growth on carbon dioxide emissions in South Asian countries. *Energy & Environment*, 33(1), 107-134.
- Khan, M.K., Teng, J.Z., Khan, M.I., & Khan, M.O. (2019). Impact of globalization, economic factors and energy consumption on CO2 emissions in Pakistan. *Sci. Total Environ.*, 688, 424-436.
- Koçak, E., & Sarkgüne,si, A. (2018) The impact of foreign direct investment on CO2 emissions in Turkey: New evidence from cointegration and bootstrap causality analysis. *Environ. Sci. Pollut. Res.*, 25, 790-804.
- Kopczewska, K., Kudła, J., & Walczyk, K. (2017). Strategy of spatial panel estimation: Spatial spillovers between taxation and economic growth. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 10(1), 77-102.
- Kar, A. K. (2022). Environmental Kuznets curve for CO2 emissions in Baltic countries: An empirical investigation. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(31), 47189-47208.

- LeSage, J., & Pace, R.K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press-Taylor & Francis Group, Boca Raton, USA.
- Le, T.H., Chang, Y., & Park, D. (2016). Trade openness and environmental quality: International evidence. *Energy Policy*, 92, 45-55.
- Li, D., Chen, J., & Gao, J. (2011). Non-parametric time-varying coefficient panel data models with fixed effects. *The Econometrics Journal*, Vol. 14, No. 3, 387-408.
- Mahdavian, S. M., Tafarjinoorooz, N., & Akbari, A. (2022). Globalization and its Effect on the Environment: A Case Study of Iran in the Presence of Structural Breaks. *Iranian Economic Review*, 26(2), 289-310. [In Persian]
- Moran, P.A. (1948). The interpretation of statistical maps. *J. Roy. Stat. Soc.*, 10(2), 243-251.
- Managi, S., & Jena, P.R. (2008). Environmental productivity and Kuznets curve in India. *Ecol. Econ.*, 65(2), 432-440.
- Nasir, M., & Rehman, F.U. (2011). Environmental Kuznets curve for carbon emissions in Pakistan: An empirical investigation. *Energy Policy*, 39(3), 1857-1864.
- Naveed, A., Ahmad, N. (2016). Technology spillovers and international borders: a spatial econometric analysis. *J. Borderl. Stud.*, 31(4), 441-461.
- Nobahar Elham, Sadeghi Seyed Kamal, Khairollahi Zaki Hadi. Investigating the relationship between unemployment and crime in Iranian cities: A spatial econometric approach. *Economic Research (Sustainable Growth and Development)*. 2014; 24 (3): 255-282 (in persian)
- Pişkin, A. (2023). Economic globalization, export diversification and greenhouse gas emissions: Evidence from OECD countries. *Paradigma: İktisadi ve İdari Araştırmalar Dergisi*, 12(Özel Sayı), 85-98.
- Percoco, M. (2010). Airport activity and local development: evidence from Italy. *Urban Stud.*, 47(11), 2427-2443.
- Phillips, P. C. B. (2001). Trending time series and macroeconomic activity: Some present and future challengers. *Journal of Econometrics*, 100, 21-27.
- Rafindadi, A.A., Yusof, Z., Zaman, K., Kyophilavong, P., & Akmat, G. (2014). The relationship between air pollution, fossil fuel energy consumption, and water resources in the panel of selected asia-pacific countries. *Environ. Sci. Pollut. Res.*, 21, 11395-11400.
- Rafindadi, A. A., & Usman, O. (2019). Globalization, energy use, and environmental degradation in South Africa: Startling empirical evidence from the Maki-cointegration test. *Journal of environmental management*, 244, 265-275.
- Rudolph, A., & Figge, L. (2017). Determinants of ecological footprints: What is the role of globalization?. *Ecol. Indic.*, 81, 348-361.
- Salahuddin, M., Alam, K., Ozturk, I., & Sohag, K. (2018). The effects of electricity consumption, economic growth, financial development and foreign direct investment on CO2 emissions in Kuwait. *Renew. Sustain. Energy Rev.*, 81, 2002-2010.

- Shahbaz, M., Mallick, H., Kumar, M.K., & Loganathan, N. (2015a). Does globalization impede environmental quality in India?. *Ecological Indicators*, 52, 379-393.
- Shahbaz, M., Mallick, H., Mahalik, M.K., & Loganathan N. (2015b). Does globalization impede environmental quality in India?. *Ecological Indicators*, 52, 379-393.
- Shahbaz, M., Solarin, S.A., & Ozturk, I. (2016a). Environmental Kuznets curve hypothesis and the role of globalization in selected African countries. *Ecol. Indicat.*, 67, 623-636.
- Shahbaz, M., Mallick, H., Mahalik, M.K., & Sadorsky, P. (2016b). The role of globalization on the recent evolution of energy demand in India: Implications for sustainable development. *Energy Econ.*, 55, 52-68.
- Shahbaz, M., Shahzad, S.J.H., Alam, S., & Apergis, N. (2018a). Globalisation, economic growth, and energy consumption in the BRICS region: The importance of asymmetries. *J. Int. Trade Econ. Dev.*, 27(31), 1-25.
- Shahzad, U., Doğan, B., Sinha, A., & Fareed, Z. (2021a). Does Export product diversification help to reduce energy demand: Exploring the contextual evidences from the newly industrialized countries. *Energy*, 214, 118881.
- Shahzad, U., Fareed, Z., Shahzad, F., & Shahzad, K. (2021b). Investigating the nexus between economic complexity, energy consumption and ecological footprint for the United States: New insights from quantile methods. *Journal of Cleaner Production*, 279, 123806.
- Skevas, T., & Grashuis, J., (2020). Technical efficiency and spatial spillovers: evidence from grain marketing cooperatives in the US Midwest. *Agribusiness*, 36(1), 111-126.
- Stern, D.I. (2007). The effect of NAFTA on energy and environmental efficiency in Mexico. *Pol. Stud. J.*, 35(2), 291-322.
- Tang, C.F., & Tan, B.W. (2015). The impact of energy consumption, income and foreign direct investment on carbon dioxide emissions in Vietnam. *Energy*, 79, 447-454.
- Tiwari A.K., Shahbaz M., & Hye Q.M.A. (2013). The environmental Kuznets curve and the role of coal consumption in India: Cointegration and causality analysis in an open economy. *Renewable & Sustainable Energy Review*, 18, 519-527.
- Wang, N., Zhu, H., Guo, Y., & Peng, C. (2018). The heterogeneous effect of democracy, political globalization, and urbanization on PM2.5 concentrations in G20 countries: Evidence from panel quantile regression. *J. Clean. Prod.*, 194, 54-68.
- Zafar, M.W., Saud, S., & Hou, F. (2019). The impact of globalization and financial development on environmental quality: Evidence from selected countries in the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD). *Environ. Sci. Pollut. Res.*, 26, 13246-13262.

Globalization, Export Diversification and Environmental Effects in Persian Gulf Countries A Spatial Panel Approach

Hadi Khairolahi Zaki
Kamal sadeghi²

Received: 2024/1/15

Accepted: 2024/3/4

Aim and Introduction

Globalization in recent decades has brought developed and developing economies closer to each other through trade, technology transfer, capital flows, bonds, and employment opportunities, and the positive impact of globalization has been linked to the availability of economic advantages. Globalization has certain adverse effects that cause the release of pollutants, ecological imbalances, and issues related to global climate change. The effects of greenhouse gas emissions may adversely affect sustainable economic growth through welfare-reducing channels. Other adverse effects of globalization include environmental damage, price fluctuations, over-specialization, elimination of local industries, and social and industrial deterioration. Economists argue that globalization activities improve domestic economic structure by integrating trade, technology transfer, and financial activities. As a result, the growth of global economic activities may lead to more energy consumption and greenhouse gas emissions.

Achieving sustainable environmental development along with preventing environmental degradation has always been a serious issue for policy makers. Globalization and diversification of exports are one of the most important factors affecting this issue.

In this study, the impact of globalization variables and export diversification on the environment of 7 selected countries of the Persian Gulf is investigated. The focus of this study is on the combination of export diversification and globalization index (from the economic, political and social aspects), to investigate the performance of pollutants and as a result determine the EKC hypothesis in the Persian Gulf countries.

Methodology

In order to conduct an empirical analysis of globalization, export diversity and environmental degradation, we use the panel data approach. The standard approach in spatial econometrics is that one should first start the analysis with a non-spatial model and then check whether the benchmark model needs to be developed by considering spatial interaction effects or not. The used sample includes 7 sections and the time period includes the years 1995 to 2020. The decision to select the sample is based on the availability of data from the World Bank. It will be used to estimate non-spatial fixed and random effects models. The fixed effects model controls for heterogeneity by allowing a separate interval for

-
1. Ph. D. Student of Economics, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran. (Corresponding Author) E-mail: hadykhayrallhy@gmail.com
 2. Professor of Economics, Department of Management and Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail:sadeghiseyedikamal@gmail.com

each cross section. While the random effects model shows the unobserved features of the country in the error term.

Findings

Export diversity has a positive and significant effect on carbon dioxide emissions, therefore creating diversification in exports in Persian Gulf countries will increase carbon dioxide emissions. The issue that has caused the high concentration of the export portfolio in these countries is the focus on the export of oil and gas and petrochemical products, which are inherently polluting industries. The findings also show that economic growth has a negative relationship with CO₂ emissions. A one percent increase in economic growth reduces CO₂ emissions by 1.67 percent based on the results of the Spatial Panel. The square effect of economic growth is also positive and significant, and this shows that the relationship between CO₂ emissions and economic growth is U-shaped, such a U-shaped relationship basically shows that economic growth is not critical in reducing CO₂ emissions in the countries in question. Considering that exports in the Persian Gulf countries are highly concentrated in the oil and gas and petrochemical sectors, and these sectors cause high pollution, therefore, the policy implications should be based on supporting the more efficient use of renewable energy in the economy of these countries. It should be noted that investment or tax incentives on technologies that consume renewable energy can be significant policy tools.

Discussion and Conclusion

Sustainability of economic development requires environmental sustainability as part of a dynamic process. The results of this study showed that energy consumption and diversification of exports aggravates environmental degradation in Persian Gulf countries. The variety of export products significantly affects CO₂ emissions in selected countries. In fact, export diversification can be useful not only for rapid economic growth but also for environmental pollution management. For example, companies should avoid producing goods that cause high CO₂ emissions. This issue should be evaluated in expanding the export portfolio and products with high CO₂ emissions can be imported. Of course, all these consequences require accurate knowledge of the scale of environmental pollutants in the economy of countries for each sector. Business and political efforts to diversify the portfolio of export products directly affect environmental quality. Countries can clarify information on capital flows related to investment companies to improve environmental regulations. Developing countries need to adopt efficient and effective environmental practices in activities related to foreign investment. To improve environmental quality from the perspective of energy policy, policymakers should focus on clean energy policies. Improving energy efficiency, investing in renewable resources, increasing the use of cleaner energy sources, and reducing energy intensity are the main options for reducing carbon emissions.

Keywords: Globalization, Export Diversity, Spatial Panel

JEL Classification: E13, D50, Q54

بررسی تأثیر قیمت نفت، فلزات و مواد اولیه کشاورزی در بازار

جهانی بر اقتصاد ایران با استفاده از مدل GVAR*

سیمین اکبری دهباغی^۱

سید عزیز آرمن^۲

عبدالمجید آهنگری^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۷

چکیده

در دهه‌های اخیر، تحولات ساختاری اقتصاد جهانی، سبب وابستگی هرچه بیشتر اقتصادها و تأثیرپذیری آنها از یکدیگر شده است. همکاری‌های اقتصادی می‌تواند با گسترش مبادلات تجاری، منجر به افزایش صرفه‌های ناشی از مقیاس، انتقال تکنولوژی و در نتیجه، بهبود رفاه اقتصادی شود. یکی از برجسته‌ترین ویژگی‌های چرخه‌های تولید و تجارت در کشورها، الگوهای حرکت هم‌زمان تولید، تورم، نرخ بهره و قیمت دارایی‌های واقعی است. در همین راستا، تأثیر شوک‌های متغیرهای جهانی در قیمت‌های جهانی نفت، فلزات و مواد خام کشاورزی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران از جمله: نرخ واقعی ارز، تورم، نرخ بهره و تولید واقعی در قالب یک مدل جهانی، مورد بررسی قرار گرفته است. در پژوهش حاضر، مدل‌سازی جهانی اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران و شرکای تجاری آن از جمله: چین، هند، روسیه، کره جنوبی، ترکیه و اتحادیه اروپا (اتریش، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و هلند) از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۲ و مدل خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) انجام شده است. نتایج، حاکی از تأثیرات تورمی تکانه‌های مثبت در متغیرهای جهانی و خارجی بر تورم ایران و کاهش نرخ واقعی ارز است. تنها تکانه‌های قیمت فلزات اساسی بر تولید واقعی، تأثیر مثبت و معناداری داشت، درحالی‌که برای سایر متغیرها، تأثیر معنی‌داری مشاهده نشد. در نهایت، مشخص شد که سیاست‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، فراتر از درآمدهای ارزی افزایش یافته است و در نتیجه، افزایش قیمت جهانی نامتقارن بود، که افزایش درآمدهای نفتی، منجر به سیاست کنترل تورم شد، درحالی‌که افزایش سایر درآمدها، منجر به سیاست توسعه رشد اقتصادی گردید.

واژگان کلیدی: مدل GVAR، شوک‌های جهانی، رشد اقتصادی

طبقه‌بندی JEL: E42, E44, E65, E31, E52, F42, F47

۱- این مقاله بخشی از رساله دکتری سیمین اکبری دهباغی، استادیار، گروه مدیریت بازرگانی، واحد صحنه، دانشگاه

آزاد اسلامی، صحنه، ایران (شماره تلفن: ۰۹۱۸۸۳۲۱۹۰۱) می‌باشد (نویسنده مسئول). Simin.akbari59@iau.ac.ir, simin.akbari1980@gmail.com

۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. saarman2@yahoo.com

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. a_m_ahangari@yahoo.com

۱. مقدمه

گسترده‌ی روابط متقابل اقتصاد جهانی در پی از بین بردن موانع تجاری کشورها به دلیل توافقات تجاری چندجانبه، منجر به تسریع انتقال شوک‌ها در سراسر جهان شده است.

کورهونن و لدیاوا (۲۰۱۰)، دریافتند که شوک‌های قیمت نفت، تأثیر مثبت و قوی بر رشد تولید ناخالص داخلی در یک کشور صادرکننده نفت دارد. همچنین کشورهایی که تجارت بیشتری با کشورهای تولیدکننده نفت دارند، درآمد غیرمستقیم بیشتری از طریق کانال‌های تقاضای کشورهای تولیدکننده نفت دارند. همچنین ممکن است که تأثیرات شوک‌های قیمتی بسته به تأثیرات غیرمستقیم آن بر متغیرهای سیاسی داخلی، نقش‌های دیگری نیز داشته باشد. به عنوان مثال، سیاست‌های ثبات داخلی برای مقابله با چنین شوک‌هایی تدوین شده است. به ویژه، سیاست پولی می‌تواند در سطح پایینی نگه داشته شود و نرخ تورم را تثبیت کند (میشکین و اشمیت-هبل، ۲۰۰۷). بنابراین، بررسی اثرات شوک‌های مالی داخلی (به عنوان مثال، شوک‌های نرخ بهره)، می‌تواند مفید باشد، زیرا تغییر در ماهیت شوک‌های قیمتی، می‌تواند متضمن استراتژی اتخاذ شده توسط بانک مرکزی برای تعدیل نرخ بهره کوتاه مدت خود در پاسخ به شوک‌های جهانی، به عنوان مثال در قیمت‌ها، باشد. علاوه بر این، این تأثیرات برای تحقق توسعه سیاست‌های مناسب در اقتصادهایی که از طریق کانال‌های تجاری به هم مرتبط‌اند، مهم هستند.

سایبو و اولادجی (۲۰۰۸)، نشان دادند که آزادسازی تجارت باید با دقت بیشتری در نیجریه انجام شود، زیرا اقتصاد نیجریه آنقدر ضعیف است که نمی‌تواند یکپارچگی اقتصادی عظیم را تحمل کند. پیشنهاد شد که درک اثرات شوک‌های قیمتی جهانی و شوک‌های مالی، مستلزم تحقق روابط تجاری است و اتخاذ روش‌های مناسب برای تلفیق این روابط، ضروری می‌باشد.

اگرچه تعدادی از مطالعات، شوک‌های قیمت نفت را با فرض روابط متقابل کشورها بررسی کردند (کاشین و همکاران، ۲۰۱۴؛ محدث و پسران، ۲۰۱۶)، اما مطالعه‌ای در مورد تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران با فرض روابط متقابل ایران با شرکای تجاری خود انجام نشده است. علاوه بر این، تعداد زیادی از مطالعات، اثرات شوک‌های قیمت نفت را بررسی کردند (فلمنگ، ۱۹۸۲؛ بالک و همکاران، ۲۰۰۲؛ چن و همکاران، ۲۰۱۶؛ دهقان منشادی و همکاران، ۱۳۹۹). اما تأثیر قیمت سایر کالاها بر اقتصاد ایران و سایر کشورها بررسی نشده است.

از این رو، در پژوهش حاضر، اثرات شوک‌های قیمت نفت، فلزات و مواد خام کشاورزی در بازار جهانی بر اقتصاد داخلی ایران بررسی می‌شود. مدل خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) پسران

1. Korhonen and Ledyeva (2010)
2. Mishkin and Schmidt-Hebbel (2007)
3. Oladeji (2008)
4. Cashin et al. (2014); Mohaddes and Pesaran (2016)
5. Flemming (1982); Balke et al. (2002); Chen et al. (2016)

و همکاران (۲۰۰۴) برای مدل سازی جهانی اقتصاد ایران و شرکای تجاری اش، به منظور درک تأثیر شوک ها در متغیرهای جهانی از جمله: قیمت نفت، فلزات و مواد خام کشاورزی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله: نرخ ارز واقعی، تورم، نرخ بهره و تولید واقعی، در ایران اتخاذ شده است. ادامه مقاله، به شرح ذیل سازماندهی شده است: بخش دوم، مروری بر ادبیات موضوع دارد. بخش سوم، روش شناسی در مدل سازی جهانی اقتصاد ایران را تشریح می کند. بخش چهارم، نتایج را مورد بحث قرار می دهد و بخش پنجم به عنوان قسمت پایانی کار، به جمع بندی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

GVAR به عنوان یک روش قوی توسط پسران و همکاران (۲۰۰۴)، برای تجزیه و تحلیل سیستم های پیچیده و چند بعدی در یک مدل بسته، معرفی شد. اگرچه آنها تنها افرادی نبودند که یک تکنیک تحلیل جهانی را از طریق یک چهارچوب بزرگ اقتصاد کلان جهانی، توسعه دادند؛ اما توانایی آنها در برخورد اصولی با پیچیدگی های مدل جهانی، مزیت مدل آنان نسبت به مدل های جایگزین است. دیس و همکاران (۲۰۰۷)، کار قبلی خود را به روز نمودند و از تکنیک های GVAR برای اهداف تحلیل اقتصاد کلان استفاده کردند. با گسترش حجم نمونه از ۲۶ به ۳۳ کشور، هدف آنها شناسایی کانال های انتقال شوک های اقتصادی و مالی خاص با تمرکز بر واکنش های منطقه یورو بود. نتایج نشان داد که شوک های مالی، با سرعت بیشتری گسترش پیدا کرده و با نرخ بالاتری نسبت به شوک های کلان افزایش یافته اند. آنها به این نتیجه رسیدند که ارزش سهام و قیمت نفت ایالات متحده، تأثیرات شدیدی بر نرخ بازده یورو، تورم و نرخ بهره داشته است، در حالی که شوک های نرخ بهره ایالات متحده، تأثیری بر متغیرهای منطقه یورو نداشته است.

برای شناسایی سهم شوک ها در قیمت های نسبی و عوامل ساختاری بر نرخ تورم جهانی، اندرتون و همکاران (۲۰۱۰)، مدل GVAR از اقتصاد جهانی را توسعه دادند. آن ها شوک های جهانی در قیمت های مواد غذایی و نفت را شبیه سازی، و پاسخ ها را در یک افق زمانی دو ساله با کنترل تورم نقطه ای و کل، تولید صنعتی، نرخ بهره کوتاه مدت و نرخ ارز اسمی مؤثر برآورد کردند. با تمرکز بر ایالات متحده و منطقه یورو، شوک های قیمت نفت، تأثیرات کوتاه مدت قابل توجهی بر نرخ تورم کل دارند. با این حال، هیچ اثر قابل توجهی بر نرخ کل اصلی یافت نشد. علاوه بر این، به دلیل شوک های قیمت نفت، تولیدات صنعتی به طور قابل توجهی در منطقه یورو و ایالات متحده کاهش یافت.

گورارا و نکیوب (۲۰۱۳)، از یک مدل GVAR برای ۴۶ کشور آفریقایی و ۳۰ کشور خارجی استفاده کردند که ۹۰ درصد از تولید ناخالص داخلی جهانی (GDP) را به خود اختصاص داده اند، تا اثرات سرریز رشد منطقه یورو و اعضای BRIC را بررسی کنند. نتایج پاسخ آنی مدل GVAR نشان

1. Pesaran et al. (2004)
2. Dees et al. (2007)
3. Anderton et al. (2010)
4. Gurara and Ncube (2013)

داد که سرریزهای رشد منطقه یورو و اعضای BRIC، تأثیرات قابل توجهی بر اقتصادهای آفریقا داشته است. اثرات سرریز با ویژگی‌های اقتصاد کشورها متفاوت است. همچنین شوک‌های رشد منفی به دلیل ماهیت چنین اقتصادهایی، تأثیرات بزرگ‌تری بر کشورهای ضعیف و کشورهای صادرکننده نفت نسبت به سایر کشورهای آفریقایی دارند.

کشین و همکاران (۲۰۱۴)^۱، از چهارچوب GVAR برای شناسایی شوک‌های تقاضا و عرضه برای قیمت نفت در نمونه‌ای از ۳۸ کشور استفاده کردند. آنها دریافتند که مقادیر و کانال‌های انتقال شوک قیمت نفت در سمت عرضه به طور قابل توجهی با سمت تقاضا متفاوت است. آنها متغیرهای واقعی اقتصادی و مالی را برای ردیابی اثرات شوک‌های نفتی در کشورها ادغام کردند. نتایج نشان داد که واکنش‌های تکانه‌ای به تولید و تورم، بسته به اینکه کشوری نفت وارد یا صادر می‌کند، متفاوت است. کشورهای واردکننده، در حالی که افزایش تولید خود را صادر می‌کنند، پس از شوک قیمت نفت در سمت عرضه، کاهش تولید را تجربه می‌کنند. از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت از طرف تقاضا باعث افزایش نرخ تورم در بلندمدت و افزایش تولید در کوتاه‌مدت برای تقریباً همه کشورها شد.

با تمرکز بر کانال‌های تجاری و قیمت کالاها، لودویک و ریبیلارد (۲۰۱۵)^۲ از نمونه ۳۶ کشور و تکنیک GVAR برای ارزیابی اثرات کاهش رشد اقتصادی در چین بر سایر کشورها استفاده کردند. آنها به طور جداگانه، بازارهای فلز و نفت را مدل‌سازی کردند تا اختلافات در تفاوت الگوهای مصرف نهایی و شدت مصرف در چین را در نظر بگیرند و سه کانال انتقال صادرات واقعی، اثرات درآمد (در رابطه با قیمت کالاها) و سرمایه‌گذاری (کاهش قیمت تولید، انگیزه سرمایه‌گذاری در بخش‌های معدن و انرژی را افزایش می‌دهد) را برای صادرکنندگان خالص شناسایی کنند. تخمین زده شد که ۷/۵ درصد از رشد انباشته چین پس از پنج سال به اقتصادهای نوظهور، به‌ویژه کشورهای جنوب شرقی آسیا و مناطق صادراتی مانند آمریکای لاتین، آسیب جدی وارد می‌کند. اقتصادهای پیشرفته تأثیرات کمتری خواهند داشت و شکاف رشد بین اقتصادهای نوظهور و پیشرفته به میزان قابل توجهی کاهش خواهد یافت.

نگوین و همکاران (۲۰۱۷)^۳، همگرایی تورم در کشورهای آفریقای شرقی (EACs) و نتایج آن برای ایجاد یک اتحادیه پولی در منطقه را مورد بحث قرار دادند. آنها از GVAR برای بررسی وجود رفتار بازگرداننده نرخ تورم و علل همگرایی (یا واگرایی) در تورم استفاده کردند. نتایج حمایت گسترده از همگرایی تورم در EACs در دوره پس از معاهده را نشان داد. آزمایش‌های ریشه واحد پانل، نشان داد که تفاوت‌های تورم در پنج EAC ثابت نیست، که نشان‌دهنده نرخ‌های تورم همگرا در این کشورها است. چنین همگرایی نرخ تورم را می‌توان بر اساس نتایج مدل GVAR با شباهت در ماهیت اقتصادی شوک‌ها و مشارکت بیشتر عوامل خارجی نسبت به عوامل داخلی در تغییرات تورم توضیح داد.

1. Cashin et al. (2014)

2. Ludovic and Rebillard (2015)

3. Nguyen et al. (2017)

وی و لاهیری (۲۰۱۹)،^۱ اثرات قیمت کالا و شوک‌های پولی را در منطقه توافقنامه تجارت آزاد آمریکای شمالی (NAFTA) با استفاده از مدل GVAR مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که شوک در قیمت کالاها، از جمله نفت و فلزات، تأثیر بیشتری بر اقتصاد واقعی پس از نفتا داشته است. قیمت فلزات تأثیر کمی بالاتر از قیمت نفت بر تولید داشت. همچنین، سیاست‌های پولی ایالات متحده که در شوک‌های نرخ بهره کوتاه‌مدت منعکس شده بود، تأثیر کمتری در دوره پس از نفتا داشت. به‌طور کلی، شوک‌های قیمت جهانی و کالاها تأثیرات بیشتری نسبت به شوک‌های پولی داخلی در منطقه در دوره پس از NAFTA داشتند.

بررسی متون، حاکی از آن است که هیچ مطالعه‌ای در مورد تأثیر فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، انجام نشده است. ادبیات موضوع، فقط شامل مطالعاتی بود که از GVAR استفاده کرده‌اند.

۳. رویکرد VAR جهانی (GVAR)

به‌تازگی مدل‌های فاکتور مشاهده نشده^۲ با شمار زیادی از متغیرهای اقتصاد کلان، با کار استوک و واتسون (۲۰۰۲)، محبوبیت کسب کرده است. یک کار مرتبط با مدل‌های فاکتور دینامیک نیز توسط فورنی و رایشلین^۳ (۱۹۹۸) و فورنی و همکاران^۴ (۲۰۰۳)، توسعه داده شده است. این مدل‌های فاکتور که با استفاده از مؤلفه‌های اصلی برآورد می‌شوند، به‌طور کلی با مجموعه کوچکی از ضرایب برای جمع‌بندی مقدار تجربی شمار زیادی از متغیرها مورد استفاده قرار گرفته است. هرچند مدل‌های فاکتور مشاهده نشده، کاربردهای مهمی در پیش‌بینی دارند، اما تعیین ضرایب، اغلب مشکل است، خصوصاً زمانی که قرار است تفسیری اقتصادی از آنها وجود داشته باشد.

اخیراً برنانکه، بواوین و الیاسز^۵ (۲۰۰۵)، اتورگرسون‌های بردار فاکتور افزوده شده^۶ (FAVAR) را برای اندازه‌گیری اثرات سیاست پولی در ایالات متحده بررسی کردند که در آن، فاکتورها نوعاً به وسیله میانگین تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۷ برآورد می‌شود. درحالی‌که FAVAR می‌تواند به صورت رویکردی جایگزین برای مدل‌سازی VARX* کشورهای مختلف لحاظ شود، شمار ضرایب برآورد شده مورد استفاده قرار گرفته در رویکرد قبلی برای کشورهای مختلف، متفاوت است و روشن نیست که در آرایش جهانی چگونه به هم مرتبط می‌شوند. مضافاً، آزمایشات مونت کارلو که توسط کاپتانئوس و پسران^۸ (۲۰۰۵)، گزارش شده، نشان می‌دهد که برآوردکننده‌های تأثیرات همبستگی مشترک که از

-
1. Wei and Lahiri (2019)
 2. Unobserved factor models
 3. Forni and Reichlin (1998)
 4. Forni et al. (2003)
 5. Bernanke, Boivin and Elias (2005)
 6. factor augmented vector autoregressions (FAVAR)
 7. principal components analysis
 8. Kapetanios and Pesaran (2005)

میانگین‌های مقطعی استفاده می‌کند (متغیرهای ستاره‌دار در مدل $VARX^*$ بسیار بهتر از برآوردکننده‌های متناظر مبتنی بر مؤلفه‌های اصلی عمل می‌کند.

از این گذشته، استفاده‌های جدید از رویکرد $FAVAR$ در اقتصاد بریتانیا توسط لاگانا و مونتفورد (۲۰۰۵)، نشان می‌دهد که گرچه متغیرهای اضافی موجود در فاکتور در حل معمای قیمت، کمک‌رسان هستند؛ اما افزایش فاکتور منجر به معمای جدید مربوط به اثرات متضاد تغییرات نرخ بهره بر قیمت خانه‌ها، دارایی و نرخ ارز می‌شود. همچنین احتمال دارد حتی هنگامی که تمام فاکتورهای «مشترک» به حساب آورده شوند، وابستگی‌های متقابل باقی‌مانده مهمی، نظر به سیاست و تأثیرات سرریز تجارت که نیاز به توضیح دارد، وجود داشته باشد.

مدل توسعه یافته توسط پسران و همکاران (۲۰۰۴)، با مدل‌های خاص کشور آغاز می‌شود. هدف مدل‌سازی تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی کشور است که در بردار x_{it} در طول زمان، $t = 1, 2, \dots, T$ و در سراسر کشورهای $N+1$ جمع‌آوری شده‌اند و فرض می‌کنیم که $N+1$ کشور در اقتصاد جهانی با شاخص $i = 0, 1, \dots, N$. چهارچوب $GVAR$ توسعه یافته در PSW از وزن‌های خاص کشور w_{ij} استفاده می‌کند. به‌طور خاص، به جای استفاده از x_t^* یکسان در تمام مدل‌های کشور PSW استفاده می‌شود:

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij} x_{jt}, \text{ with } w_{ii} = 0 \quad (1)$$

وزن‌ها، w_{ij} ، $j = 0, 1, \dots, N$ ، اثر سرریز اقتصاد خارجی j را بر اقتصاد داخلی i نشان می‌دهد. همچنین w_{ij} اهمیت نسبی اقتصاد j را نسبت به اقتصاد i اندازه‌گیری می‌کند. از این رو، مدل مؤلفه‌های اقتصادی $GVAR$ به‌صورت $VARX^*(p_i, q_i)$ ارائه می‌شود:

$$\Phi_i(L, p_i)x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + Y_i(L, q_i)d_t + \Lambda_i(L, q_i)x_{it}^* + u_{it} \quad (2)$$

برای $i = 0, 1, \dots, N$ ، که در آن، برای اهداف تخمین $\Phi_i(L, p_i)$ و $\Lambda_i(L, q_i)$ می‌توان نامحدود در نظر گرفت که dt عامل جهانی مشاهده شده است. برای اجرای تجربی که در ادامه خواهد آمد، برای مدل هر کشور، حداکثر یک مشخصات $VARX^*(2, 2)$ را در نظر می‌گیریم که در فرم تصحیح خطا می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta_i' [\zeta_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)] + Y_{i0} \Delta d_t + \Lambda_{i0} \Delta x_{it}^* + Y_{i1} \Delta d_{t-1} + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{it}, \quad (3)$$

که $z_{it} = (x'_{it}, x'^*_{it})'$ ، $\zeta_{i,t-1} = (z'_{i,t-1}, d'_{t-1})'$ یک α_i یک $k_i \times r_i$ و ماتریس رتبه r_i است و β_i یک ماتریس $(k_i + k_i^* + m_d) \times r_i$ با رتبه r_i می‌باشد. با جزء بندی β_i به‌صورت $\beta_i = (\beta'_{ix}, \beta'_{ix*}, \beta'_{id})'$ مطابق با $(x'_{it}, x'^*_{it}, d'_t)$ اصطلاحات تصحیح خطا تعریف شده توسط (۳) اکنون می‌توانند به‌صورت ذیل نوشته شوند:

$$\beta'_i(\zeta_{it} - \gamma_i t) = \beta'_{ix}x_{it} + \beta'_{ix*}x_{it}^* + \beta'_{id}d_t + (\beta'_i\gamma_i)t \quad (4)$$

پس از تخمین مدل های هر کشور، همه متغیرهای درونزای $k = \sum_{i=0}^N k_i$ در اقتصاد جهانی، در بردار $k \times 1$ متغیر $x_t = (x_{0t}, x_{1t}, \dots, x_t)'$ باید به طور هم زمان حل شود. PSW نشان می دهد که چگونه می توان این کار را در مورد جایی که $p^i = q^i = 1$ انجام داد. در زمینه کلی تر کنونی، ابتدا (۲) بدین صورت بازنویسی می گردد:

$$A_i(L, p_i, q_i)z_{it} = \varphi_{it}, \text{ برای } i = 0, 1, 2, \dots, N, \quad (۵)$$

$$A_i(L, p_i, q_i) = [\Phi_i(L, p_i), -\Lambda_i(L, q_i)], z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix},$$

$$\varphi_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \gamma_i(L, q_i)d_t + u_{it}.$$

که

$$p = \max(p_0, p_1, \dots, p_N, q_0, q_1, \dots, q_N)$$

از $A_i(L, p)$ از $A_i(L, p_i, q_i)$ با افزایش $p - p_i$ یا $p - q_i$ ساخت می شود. عبارت اضافی بر حسب توان L در صفر قید می گردد. همچنین توجه شود که:

$$z_{it} = W_i x_t, \quad i = 0, 1, 2, \dots, N \quad (۶)$$

در اینجا، W_i یک ماتریس $k \times (k_i + k_i^*)$ است که با وزن های خاص کشور، w_{ij} تعریف می شود. نمادهای فوق (۵) را می توان به صورت معادل ذیل نوشت:

$$A_i(L, p)W_i x_t = \varphi_{it}, \quad i = 0, 1, \dots, N,$$

و سپس برای ایجاد مدل $\text{VAR}(p)$ برای X_t جمع می شود:

$$G(L, p)x_t = \varphi_t \quad (۷)$$

که

$$G(L, p) = \begin{pmatrix} A_0(L, p)W_0 \\ A_1(L, p)W_1 \\ \vdots \\ A_N(L, p)W_N \end{pmatrix}, \varphi_t = \begin{pmatrix} \varphi_{0t} \\ \varphi_{1t} \\ \vdots \\ \varphi_{Nt} \end{pmatrix} \quad (۸)$$

مدل $G\text{VAR}(p)$ ، مدل (۷)، اکنون می تواند به وسیله رگرسیون بازگشتی حل شده و از آن، جهت اهداف پیش بینی یا محاسبه تابع واکنش آنی در جهت بررسی ارتباط بین متغیرهای مدل استفاده شود.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج

۴-۱. معرفی متغیرهای تحقیق

کار حاضر از داده های فصلی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۲ ایران و شرکای تجاری آن از جمله: چین، هند، روسیه، اتحادیه اروپا (یعنی اتریش، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و هلند)، ترکیه و کره جنوبی استفاده کرده است. از آنجایی که داده های فصلی همه شرکای تجاری ایران در دسترس نبود، تنها این کشورها در مدل گنجانده شده اند. متغیرها براساس مدل پسران و همکاران انتخاب شده اند.

متغیرهای داخلی تحقیق حاضر شامل لگاریتم تولید واقعی y ، تورم Δp ، لگاریتم نرخ بهره کوتاه مدت p^s و لگاریتم نرخ ارز واقعی $(e - p)$ است. همچنین ماتریس وزن w_{ij} با استفاده از صادرات

و واردات مجزای کشورها برای سال ۲۰۲۲-۲۰۰۱ با محاسبه متغیرهای خارجی شامل لگاریتم تولید واقعی y^* ، تورم Δp^* لگاریتم نرخ سود کوتاه مدت p^{*s} ، لگاریتم صادرات محصولات و خدمات ex^* و لگاریتم واردات محصولات و خدمات im^* به دست می آید. سهم نسبی کشورها در اقتصاد ایران با استفاده از کانال بخش تجاری اقتصاد حاصل شده است.

ماتریس وزن کشورها بر اساس مدل GVAR با استفاده از نسبت کل صادرات و واردات هر کشور از ایران، به مجموع صادرات و واردات ایران محاسبه شد تا سهم نسبی کشورها در کسب و کار ایران را در این بخش معرفی کند. متغیرهای جهانی پژوهش حاضر، شامل شوک های قیمت جهانی کالاها از جمله: لگاریتم قیمت نفت، فلزات و مواد خام کشاورزی بود. داده ها از صندوق بین المللی پول و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع آوری شده است.

۴-۲. آزمون ریشه واحد

آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) برای بررسی پایایی متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی انجام شد. جداول ۱ تا ۳ نتایج آزمون ریشه واحد را برای حالت های تفاوت روند، غیرروند و مرتبه اول متغیرها گزارش می کنند.

جدول ۱: نتایج آزمون ADF متغیرهای داخلی

روسیه	ایران	هند	چین	
تولید حقیقی				
-۱/۲۷	-۰/۰۴	-۱/۸۴	-۱/۵۷	With trend
-۱/۱۸	-۱/۷۳	-۰/۵۲	-۰/۹۳	No trend
-۴/۵۷	-۶/۶۰	-۵/۴۶	-۱/۷۶	First differences
تورم				
-۵/۶۱	-۳/۴۱	-۵/۱۳	-۴/۵۲	With trend
-۵/۰۲	-۳/۳۷	-۵/۰۳	-۳/۹۸	No trend
-۷/۱۰	-۷/۶۷	-۷/۸۹	-۷/۰۲	First differences
نرخ ارز حقیقی				
-۱/۵۲	-۲/۰۳	-۲/۰۶	-۲/۴۳	With trend
-۱/۱۲	-۲/۰۲	-۰/۱۸	-۰/۵۲	No trend
-۶/۰۱	-۶/۰۹	-۵/۸۰	-۲/۸۵	First differences
نرخ بهره کوتاه مدت				
-۴/۲۹	-۲/۰۱	-۳/۴۰	-۲/۹۰	With trend
-۳/۴۷	-۱/۱۶	-۳/۹۵	-۳/۰۷	No trend
-۶/۰۲	-۷/۰۴	-۵/۳۳	-۶/۴۱	First differences

ارزش بحرانی	ترکیه	کره جنوبی	اتحادیه اروپا	
تولید حقیقی				
-۳/۴۵	-۳/۷۵	-۲/۴۱	-۲/۲۹	With trend
-۲/۸۹	-۱/۱۴	-۱/۰۸	-۲/۰۲	No trend
-۲/۸۹	-۵/۰۰	-۵/۵۶	-۳/۷۲	First differences
تورم				
-۳/۴۵	-۱/۱۰	-۵/۵۱	-۳/۹۰	With trend
-۲/۸۹	-۱/۵۴	-۴/۹۶	-۳/۶۶	No trend
-۲/۸۹	-۶/۷۳	-۱۰/۰۵	-۱۰/۵۱	First differences
نرخ ارز حقیقی				
-۳/۴۵	-۱/۴۱	-۳/۰۹	-۱/۹۲	With trend
-۲/۸۹	-۱/۳۹	-۱/۲۸	-۱/۲۶	No trend
-۲/۸۹	-۶/۴۰	-۶/۸۷	-۳/۱۰	First differences
نرخ بهره کوتاهمدت				
-۳/۴۵	-۱/۶۶	-۱/۹۱	-۳/۵۸	With trend
-۲/۸۹	-۱/۲۴	-۱/۷۶	-۱/۷۷	No trend
-۲/۸۹	-۷/۲۳	-۳/۹۱	-۴/۵۵	First differences
(مأخذ: نتایج برآورد مدل)				

جدول ۲: نتایج آزمون ADF برای متغیرهای خارجی

روسیه	ایران	هند	چین	
تولید حقیقی				
-۱/۷۳	-۰/۶۸	-۱/۰۰	-۱/۲۷	With trend
-۲/۰۱	-۱/۶۱	-۱/۵۰	-۱/۶۷	No trend
-۴/۳۵	-۳/۰۹	-۴/۵۳	-۳/۸۷	First differences
تورم				
-۵/۰۵	-۳/۵۳	-۵/۳۸	-۶/۲۱	With trend
-۲/۱۴	-۲/۳۶	-۵/۱۰	-۴/۶۸	No trend
-۶/۹۰	-۱۰/۲۹	-۷/۰۰	-۷/۳۴	First differences
نرخ ارز حقیقی				
-۱/۴۹	-۱/۸۵	-۱/۸۹	-۱/۹۴	With trend
-۰/۷۹	-۰/۷۴	-۰/۷۰	-۰/۸۸	No trend
-۲/۷۹	-۲/۷۳	-۵/۵۹	-۵/۹۷	First differences
نرخ بهره کوتاهمدت				
-۳/۰۹	-۲/۸۲	-۲/۴۵	-۲/۳۳	With trend
-۱/۲۶	-۲/۰۱	-۲/۳۹	-۲/۰۹	No trend
-۵/۶۵	-۵/۷۸	-۵/۰۵	-۴/۹۰	First differences

ارزش بحرانی	ترکیه	کره جنوبی	اتحادیه اروپا	
تولید حقیقی				
-۳/۴۵	-۱/۳۴	-۰/۵۳	-۱/۱۱	With trend
-۲/۸۹	-۱/۶۸	-۱/۵۹	-۱/۶۴	No trend
-۲/۸۹	-۴/۰۸	-۲/۷۰	-۳/۹۷	First differences
تورم				
-۳/۴۵	-۵/۶۹	-۵/۶۳	-۵/۳۰	With trend
-۲/۸۹	-۵/۰۴	-۵/۶۴	-۲/۷۳	No trend
-۲/۸۹	-۶/۸۵	-۶/۶۲	-۶/۸۸	First differences
نرخ ارز حقیقی				
-۳/۴۵	-۱/۵۵	-۱/۸۷	-۱/۴۴	With trend
-۲/۸۹	-۰/۹۴	-۰/۴۹	-۰/۶۶	No trend
-۲/۸۹	-۵/۵۶	-۴/۵۴	-۳/۷۱	First differences
نرخ بهره کوتاه‌مدت				
-۳/۴۵	-۴/۰۶	-۲/۹۹	-۲/۹۵	With trend
-۲/۸۹	-۳/۳۹	-۲/۹۱	-۲/۴۹	No trend
-۲/۸۹	-۶/۱۰	-۵/۵۱	-۶/۳۸	First differences
(مأخذ: نتایج برآورد مدل)				

جدول ۳: نتایج آزمون ADF متغیرهای جهانی

آماره	ارزش بحرانی	
قیمت نفت		
-۲/۰۱	-۳/۴۵	With trend
-۱/۳۵	-۲/۸۹	No trend
-۶/۴۵	-۲/۸۹	First differences
شاخص قیمت فلزات		
-۱/۴۹	-۳/۴۵	With trend
-۱/۳۰	-۲/۸۹	No trend
-۵/۳۹	-۲/۸۹	First differences
شاخص قیمت مواد خام کشاورزی		
-۳/۱۰	-۳/۴۵	With trend
-۱/۸۹	-۲/۸۹	No trend
-۶/۳۲	-۲/۸۹	First differences
(مأخذ: نتایج برآورد مدل)		

براساس جداول ۱ تا ۳، متغیرهای مدل بجز تورم در برخی کشورها ناپایدار بوده، با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی برای ایجاد روابط بلندمدت بین متغیرها

الزامی است. هنگامی که بردارهای هم‌انباشتگی متغیرها وجود دارد، به جای مدل VAR از مدل تصحیح خطای برداری (VECMX) استفاده می‌شود. بردارهای هم‌انباشتگی را تخمین زده، پویایی کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها مرتبط می‌کند.

۳-۴. تخمین VECMX

برای تخمین $VECMX^*(p_i, q_i)$ ، باید p_i ، درجه وقفه متغیرهای داخلی و q_i ، و مرتبه وقفه متغیرهای خارجی و جهانی براساس معیار اطلاعات آکائیک تنظیم شوند. جدول ۴ مرتبه وقفه بهینه را ارائه می‌دهد.

جدول ۴: وقفه بهینه		
کشورها	p	q
چین	۲	۲
هند	۲	۲
ایران	۲	۲
روسیه	۲	۲
اتحادیه اروپا	۲	۲
کره جنوبی	۲	۱
ترکیه	۲	۱

۴-۴. اثرات همزمان متغیرهای خارجی بر متغیرهای داخلی

جدول ۵، اثرات همزمان متغیرهای خارجی را بر همتهای داخلی آنها برای نسبت‌های t نشان می‌دهد که با استفاده از تخمین زننده واریانس ناهمسانی- سازگار وایت محاسبه شده است. این مقادیر را می‌توان به عنوان کشش‌های اثرگذاری بین متغیرهای داخلی و خارجی تفسیر کرد. این کشش برای ایران و ترکیه ناچیز بود. با این حال، بسیاری از مقادیر کشش‌ها قابل توجه‌اند. کشش ناچیز، نشان می‌دهد که متغیرهای داخلی تحت تأثیر متغیرهای خارجی قرار نمی‌گیرند، که نشان‌دهنده ساختار اقتصادی بسته کشور مربوطه است. با تمرکز بر اتحادیه اروپا، می‌توان دریافت که یک درصد تغییر در تولید واقعی خارجی در یک فصل معین، تولید واقعی را ۰/۴ درصد در همان فصل افزایش می‌دهد.

مقدار کشش اتحادیه اروپا بالاتر از کشورهای دیگر است. آنها اطلاعاتی در مورد پیوندهای بین‌المللی بین متغیرهای خارجی و داخلی در این کشورها ارائه می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که

سیاست‌های پولی چین و کشورهای اتحادیه اروپا، به‌شدت تحت تأثیر سیاست‌های پولی سایر کشورها هستند.

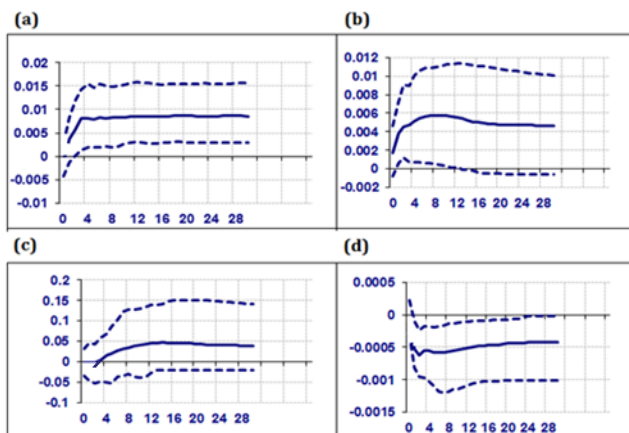
جدول ۵: اثرات همزمان متغیرهای خارجی بر متغیرهای داخلی متناظر

in_t	p_t	y_t		
۰/۴۴	-۰/۰۱	۰/۱۹	Coefficient	چین
۵/۰۷	-۰/۰۴	۰/۸۶	t-value	
۰/۳۳	۱/۵۰	۰/۲۴	Coefficient	هند
۱/۳۳	۳/۴۹	۰/۳۹	t-value	
۰/۰۶	۰/۱۳	-۰/۰۲	Coefficient	ایران
۰/۳۸	۰/۲۲	-۰/۰۵	t-value	
۱/۷۵	۰/۸۸	۰/۲۵	Coefficient	روسیه
۱/۱۲	۰/۹۸	۰/۹۰	t-value	
۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۴۰	Coefficient	اتحادیه اروپا
۳/۷۰	۲/۳۵	۴/۶۱	t-value	
-۰/۰۶	۰/۴۵	-۰/۰۴	Coefficient	کره جنوبی
-۰/۱۶	۴/۱۷	-۰/۲۰	t-value	
۰/۴۷	۰/۷۳	۱/۲۶	Coefficient	ترکیه
۱/۱۶	۲/۰۲	۱/۲۱	t-value	

(مأخذ: نتایج برآورد مدل)

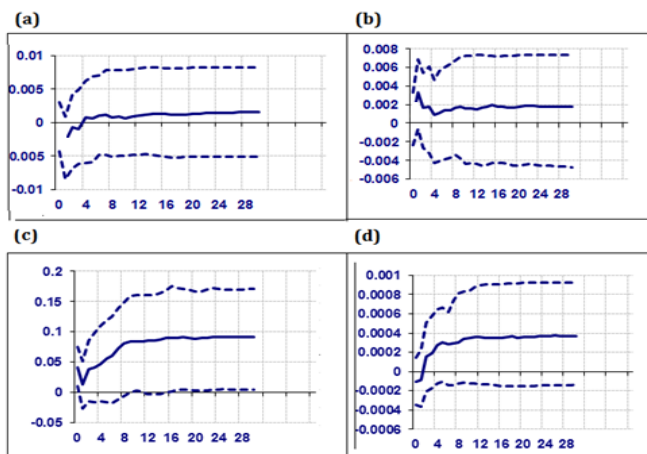
۴-۵. اثرات شوک‌ها در متغیرهای جهانی

نمودارهای ۱ تا ۳، واکنش‌های آنی متغیرهای کلان اقتصادی ایران به شوک قیمت‌های فلزات اساسی، نفت و مواد خام کشاورزی را نشان می‌دهند. برای مقایسهٔ اثرات قیمت‌های جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، اثرات شوک‌های قیمت جهانی بر هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی ایران به‌طور مستقل مورد بررسی قرار گرفته است.

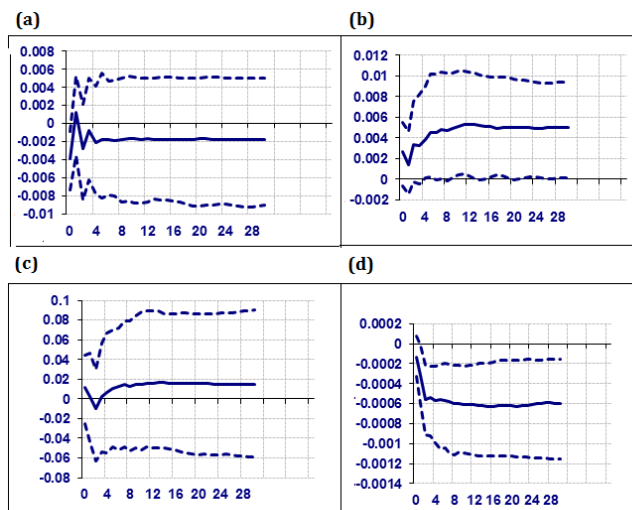


نمودار ۱: واکنش‌های آنی: (a) تولید واقعی، (b) تورم، (c) نرخ ارز واقعی، (d) نرخ بهره ایران به شوک در قیمت فلزات اساسی

با توجه به نتایج واکنش‌های آنی، شوک‌های قیمت فلزات اساسی و قیمت نفت، تأثیرات مثبتی بر رشد اقتصادی ایران دارند. با این حال، شوک‌ها در قیمت فلزات اساسی تأثیرات قابل توجهی دارند، درحالی‌که اثرات شوک‌های قیمت نفت ناچیزند. همچنین شوک‌های موجود در قیمت مواد خام کشاورزی، تأثیر منفی و ناچیز بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند. تکانه‌های قیمت‌های جهانی، تأثیر مثبتی بر تورم در ایران دارند. با این حال، تنها تأثیر قیمت فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی قابل توجه بوده و قیمت نفت، تأثیر معناداری بر تورم در ایران نداشته‌است.



نمودار ۲: واکنش‌های آنی: (a) تولید واقعی، (b) تورم، (c) نرخ ارز واقعی، (d) نرخ بهره در ایران به شوک‌های قیمت نفت



نمودار ۳: واکنش‌های آنی متغیرهای (a) تولید واقعی، (b) تورم، (c) نرخ ارز واقعی، (d) نرخ بهره ایران به شوک‌های قیمت مواد خام کشاورزی

هر سه قیمت جهانی، اثرات مثبتی بر نرخ واقعی ارز دارند. با این حال، اثرات قیمت نفت قابل توجه‌تر و اثرات قیمت فلزات اساسی کمتر، قابل توجه است. اثرات شوک مثبت قیمت مواد خام کشاورزی بر نرخ ارز ایران، معنی‌دار نیست. در نهایت، نرخ بهره در ایران به شوک‌های قیمت فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی، واکنش‌های آنی مثبت و معناداری و به شوک‌های قیمتی نفت، واکنش‌های آنی منفی دارد؛ یعنی دولت در واکنش به افزایش قیمت فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی، یک سیاست پولی انبساطی (کاهش نرخ بهره)، و در پاسخ به افزایش قیمت نفت، یک سیاست پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره)، اتخاذ می‌کند.

۵. جمع‌بندی

مطالعه حاضر از داده‌های فصلی ایران و شرکای تجاری آن از جمله: چین، روسیه، اتحادیه اروپا (اتریش، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و هلند)، کره جنوبی و ترکیه در طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۲ استفاده نموده و مدل GVAR را برای انجام مدل‌سازی جهانی اقتصاد ایران و شرکای تجاری آن به کار گرفته است. هدف، درک تأثیر شوک‌ها در متغیرهای خارجی (برای مثال تولید واقعی چین) و متغیرهای جهانی (قیمت جهانی نفت، فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی) بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران (نرخ ارز واقعی، تورم، نرخ بهره و تولید واقعی) بود.

با توجه به اثرات افزایش قیمت‌های جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی داخلی، می‌توان گفت که اگر این کالاها به عنوان اقلام مصرفی داخلی برای تولید تلقی شوند، چنین افزایش قیمتی می‌تواند باعث افزایش قیمت تمام شده نهایی محصولات داخلی و افزایش تورم از کانال فشار هزینه شود که

به شکل تأثیرات مثبت قیمت‌های جهانی بر تورم داخلی در توابع واکنش آنی منعکس می‌شود. با این حال، این اثرات را می‌توان از منظر تقاضا بررسی کرد.

از آنجا که ایران نفت، فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی صادر می‌کند، افزایش قیمت جهانی این کالاها باعث افزایش درآمدهای خارجی ایران می‌شود. همچنین با وجود ساختار مبادلات ارزی نسبتاً ثابت در ایران، منابع ارزی در بانک مرکزی افزایش می‌یابد و باعث افزایش نقدینگی و تورم می‌شود. در چنین حالتی، بانک مرکزی ایران برای حمایت از تولید داخلی این کالاها، نرخ ارز (یعنی سیاست پولی انبساطی) را به دلیل افزایش درآمدهای ناشی از افزایش قیمت فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی، کاهش می‌دهد. این سیاست باعث افزایش اثرات تورمی قیمت فلزات اساسی و مواد اولیه کشاورزی در ایران شده است. در حالی که درآمدهای نفتی افزایش می‌یابد، سیاست پولی انبساطی برای کاهش اثرات تورمی اولیه اتخاذ می‌شود.

در نتیجه، اثرات مثبت اولیه افزایش قیمت نفت بر تورم و تولید واقعی داخلی ناچیز می‌شود. از این منظر، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در قبال افزایش درآمدهای ناشی از افزایش قیمت جهانی کالاها، سیاست مشابهی را اتخاذ نمی‌کند. می‌توان گفت که بانک مرکزی ایران در واکنش به افزایش درآمد صادرات فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی و افزایش تولید واقعی در چین، سیاست کنترل تورم را برای افزایش درآمدهای صادرات نفت و سیاست افزایش رشد اقتصادی اتخاذ می‌کند. این سیاست‌ها را می‌توان با درآمدهای نسبتاً برونزای حاصل از صادرات نفت توضیح داد، زیرا درآمدهای نفتی، درآمدهای درونزای ناشی از ساختارهای تولید در اقتصاد نیستند.

علاوه بر این، از آنجایی که درآمدهای نفتی بیشتر از سایر منابع درآمدی است، اثرات تورمی نفت می‌تواند قوی‌تر باشد. در نتیجه، بانک مرکزی باید سیاست کنترل تورم را اتخاذ کند. زمانی که قیمت جهانی کالاها و درآمدهای ارز خارجی افزایش می‌یابد (که باعث کاهش نرخ ارز در سیستم مبادله شناور می‌شود) و تورم را القا می‌کند، انتظار می‌رود نرخ واقعی ارز کاهش یابد. با این حال، نتایج حاکی از افزایش نرخ ارز واقعی و در نتیجه افزایش نرخ ارز اسمی به دلیل قانون مبادله ارز شناور مدیریت شده مجلس ایران در سال ۲۰۰۳ بود. این قانون برای جلوگیری از بیماری هلندی تصویب شد. بر اساس این قانون، نرخ ارز باید هر سال با تفاوت تورم خارجی و داخلی افزایش یابد. در نتیجه، به دلیل اثرات تورمی افزایش قیمت‌های جهانی و ساختار سیاستی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، افزایش درآمدهای ارزی و تورم، باعث تضعیف پول ایران و افزایش نرخ واقعی ارز می‌شود.

در انتها پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی به بررسی دقیق کانال‌های اثرگذاری سیاست‌های مالی و پولی سایر شرکای ایران به خصوص کشورهای حاشیه خلیج فارس، پرداخته شود. همچنین می‌توان به بررسی اثر شوک‌های قیمتی مواد اولیه وارداتی صنایع داخلی در جهان بر روی متغیرهای کلان اقتصادی پرداخت.

References

- Anderton, R., Galesi, A., Lombardi, M., & di Mauro, F. (2010). Key elements of global inflation. *RBA Annual Conference Volume*, in Fry R., Jones, C., & Kent, C. (eds.), Inflation in an Era of Relative Price Shocks, Canberra: Reserve Bank of Australia.
- Balke, N. S., Brown, S. P. A., & Yücel, M. K. (2002). Oil Price Shocks and the U.S. Economy: Where Does the Asymmetry Originate?. *The Energy Journal*, 23(3), 27-52.
- Bernanke, B., Boivin, J. and Elias, P. (2005). Measuring monetary policy: A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach. *Quarterly Journal of Economics*, 120, 387-422.
- Cashin, P., Mohaddes, K., Raissi, M., & Raissi, M. (2014). The differential effects of oil demand and supply shocks on the global economy. *Energy Economics*, 44, 113-134.
- Chen, H., Liu, L., Wang, Y., & Zhu, Y. (2016). Oil price shocks and US dollar exchange rates. *Energy*, 112, 1036-1048.
- Dees, S., Mauro, F. D., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: A global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1-38.
- Dehghan Manshadi, M., Eslamloueyan, K., Hadian, E. and Dehghan Shabani, Z. (2020). Oil Shocks, Institutional Quality Change and Macroeconomic Dynamics in Iran. *Quarterly Journal of The Economic Research*, QJER 2020, 20(3): 111-144. (in Persian)
- Flemming, J. S. (1982). U.K. macro-policy response to oil price shocks of 1974-75 and 1979- 80. *European Economic Review*, 18(2), 223-234.
- Forni, M. and Reichlin, L. (1998). Let's get real: A Factor Analytical approach to disaggregated business cycle dynamics. *Review of Economic Studies*, 65, 453-473.
- Forni, M., Lippi, M. and Reichlin, L. (2003). Opening the black box: Structural Factor models versus structural VARs. *CEPR Discussion. Paper*, No. 4133.
- Gurara, D.Z., & Ncube, M. (2013). Global economic spillovers to Africa: A GVAR approach. *Working Paper Series*, 981, African Development Bank.
- Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B. and Rahbek, A. (1998). Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 388-399.
- Johansen, S. (1992). Cointegration in partial systems and the efficiency of Single-Equation Analysis. *Journal of Econometrics*, 52, 231-254.
- Kapetanios, G. and Pesaran, M.H. (2005). Alternative approaches to estimation and inference in Large Multifactor Panels: Small sample results with an application to modelling of asset returns. Faculty of Economics, University of Cambridge, *Working Paper*, No. 0520, forthcoming in Garry Phillips and Elias Tzavalis (eds.), The rebneement of econometric estimation and test procedures: Finite sample and Asymptotic Analysis, Cambridge University Press, Cambridge.

- Korhonen, I., & Ledyaeva, S. (2010). Trade linkages and macroeconomic effects of the price of oil. *Energy Economics*, 32(4), 848-856.
- Ludovic, G., & Rebillard, C. (2015). Towards recoupling? Assessing the global impact of a Chinese hard landing through trade and commodity price channels. *Working Paper*, 562, Paris: Banque de France.
- Mishkin, F., & Schmidt-Hebbel, K. (2007). Does inflation targeting make a difference?. *NBER Working Paper Series*, 12876.
- Nguyen, A.D.M., Dridi, J., Unsal, F. D., & Williams, O.H. (2017). On the drivers of inflation in Sub-Saharan Africa. *International Economics*, 151(3), 71-84.
- Pesaran, M.H., Schuermann, T., & Weiner, S.M. (2004). Modelling interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 22, 129-162.
- Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2016). Country-specific oil supply shocks and the global economy: A counterfactual analysis. *Energy Economics*, 59, 382-399.
- Saibu, M. O., & Oladeji, S. I. (2008). Openness and the effects of fiscal and monetary policy shocks on real output in Nigeria (1960-2003). *African Development Review Revue Africaine De Developpement*, 20(3), 529-548.
- Wei, H., Lahiri. (2019). The impact of commodity price shocks in the presence of a trading relationship: A GVAR analysis of the NAFTA. *Energy Economics*, Elsevier, Vol. 80(C), 553-569.

Oil, Metal, and Agricultural Raw Material Prices in Global Markets and the Iranian Economy A GVAR Model

Simin Akbari*
Seyed aziz Arman²
A. Majid Ahangri³

Received: 2024/1/27

Accepted: 2024/3/9

Aim and Introduction

The international exchanges of business cycles influence the domestic economy through channels. Such exchanges can arise from global shocks (e.g., in oil prices), unobserved global factors (e.g. technological advancement or regional political development), or even national shocks in a particular country. To understand the impacts of such shocks on domestic economy, it is required to model the economy in the form of a global model. The global modeling of countries and the study of the relative importance of different movement sources of macroeconomic variables in the global economy to understand the impacts of global shocks on the domestic economy of Iran have been overlooked. However, a number of studies investigated shocks in oil prices by assuming interrelations of countries, no study has been conducted on the impacts of oil price shocks on the economy of Iran by assuming interrelations of Iran with its business partners. Although, a large number of studies have explored the impacts of oil price shocks, however, the impacts of the prices of other commodities on the economy in Iran or other countries have not been studied. Therefore, the aim is to investigate the effects of global changes on Iran's macroeconomic changes, including the real exchange rate, inflation, interest rate and real production.

Methodology

The present work employed the seasonal data of Iran and its business partners, including China, India, Russia, EU (i.e. Austria, Finland, France, Germany, Italy, Spain, and the Netherlands), Turkey, and South Korea from 2001 to 2022. The variables were selected based on model of Pesaran et al. (2004). The internal variables of the present study included the real production, inflation, short-term interest rate, and real currency exchange rate. The weight matrix was obtained by using the separate exports and imports of the countries for 2001-2022, calculating the external variables. The relative contributions of the countries to

-
- * 1. Assistant Professor, Department of Business Management, Sahneh Branch, Islamic Azad University, Sahneh, Iran. (phone number: 09188321901). Simin.akbari59@iau.ac.ir [This paper is Derived from Ph. D. Dissertation, (Corresponding Author). E-mail: simin.akbari1980@gmail.com)]
2. Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. E-mail: saarman2@yahoo.com
3. Associate Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. E-mail: a_m_ahangari@yahoo.com

the economy of Iran were obtained using the channel of the business sector of the economy. The weight matrixes of the countries were calculated based on the GVAR model by using the ratio of the total of each country's exports and imports from Iran to the total of Iran's exports and imports to introduce the relative contributions of the countries to Iranian business into the model. The global variables of the present study included global commodity price shocks, including the logarithmic prices of oil, metals, and agricultural raw materials. The data were collected from the International Monetary Fund and the Central Bank of the Islamic Republic of Iran.

Findings

All three global prices have positive effects on the real currency exchange rate; however, the effects of oil prices are more significant, and those of basic metal prices are less significant. The positive shock effects of agricultural raw material prices on the currency exchange rate of Iran are not significant. Finally, the interest rate in Iran has positive and significant impulse responses to shocks in the prices of basic metals and agricultural raw materials and negative impulse responses to the price shocks of oil. That is, the government adopts an expansionary monetary policy (i.e. reducing the interest rate) in response to rising basic metal and agricultural raw material prices and a restrictive monetary policy (i.e. increasing the interest rate) in response to rises in the oil prices.

Discussion and Conclusion

Concerning the effects of increased global prices on the internal macroeconomic variables, it can be said that such price rises could increase the final cost of domestic products and raise inflation through the cost pressure channel if these commodities are seen as internal consuming items for production. This is reflected in the form of the positive impacts of global prices on internal inflation in the impulse response functions. However, these effects can be investigated from the demand perspective. Since Iran exports oil, basic metals, and agricultural raw materials, a rise in the global prices of these commodities raises the foreign revenues of Iran. As Iran has a relatively constant currency exchange structure, the foreign currency resources of Iran in the Central Bank rise, increasing liquidity and inflation. In such a case, the Central Bank reduces the currency exchange rate (i.e. the expansionary monetary policy) due to increased revenues of basic metal and agricultural raw material prices to support the domestic production of these commodities. This policy has increased the inflationary impacts of the prices of basic metals and agricultural raw materials within Iran. While oil revenues rise, the expansionary monetary policy is adopted to alleviate the initial inflationary effects. As a result, the initial positive effects of increased oil prices on inflation and domestic real production become insignificant. From this perspective, the Central Bank of the Islamic Republic of Iran does not adopt the same policy in response to increased revenues arising from increased global commodity prices.

It can be said that the Central Bank of Iran adopts an inflation control policy for increased revenues of oil exports and an economic growth enhancement policy in response to the increased revenues of exporting basic metals and agricultural raw materials and increased real production in China. These policies can be explained by the relatively exogenous revenues of oil exports since oil revenues are not endogenous incomes arising from production structures in the economy. Moreover, since oil revenues are higher than other revenue sources, the inflationary effects of oil could be stronger. As a result, the Central Bank would have to adopt an inflation control policy. When global commodity prices and foreign currency revenues rise (which reduces the currency exchange rate in a floating exchange system) and induce inflation, the real exchange rate is expected to reduce. The results, however, revealed increased real exchange rate and, therefore, increased nominal currency exchange rate due to the Iran Parliament's Managed Floating Currency Exchange Act of 2003. This act was in fact passed to avoid Dutch disease with the Iranian economy. According to the act, the currency exchange rate should be increased by the external-internal inflation difference every year. As a result, due to the inflationary effects of increased global prices and the policy structure of the Central Bank, increased foreign currency revenues and inflation weaken the Iranian currency and raise the real currency exchange rate.

Keywords: GVAR Model, Global Shocks, Economic Growth

JEL Classification: E42, E44, E65, E31, E52, F42, F47

ارزیابی ترجیحات کشاورزان ورامینی در استفاده از منابع آبی استحصال شده از کانال‌های آبیاری با استفاده از تکنیک آزمایش

انتخاب گسسته

محسن مهرآرا^۱

حجت‌اله شایگان‌فرد^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱/۲۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴

چکیده

در تحقیق حاضر، میزان اثرگذاری برخی از مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر ترجیحات کشاورزان ورامینی در استفاده از منابع آبی استحصال شده از کانال‌های آبیاری، با استفاده از روش آزمایش انتخاب گسسته ارزیابی شده است. در این راستا، ابتدا ضمن مشورت و مصاحبه با افراد خبره محلی، متغیرها و سطوح آن‌ها، احصاء و سپس داده‌ها از طریق پرسشنامه در میان جامعه هدف جمع‌آوری شد. علائم ضرایب برآورد شده نشان می‌دهد هرگونه کاهش نرخ آب‌بهای کشاورزی، ارتقای وضعیت کیفیت آب، تشدید نظارت بر میرآب‌ها، تضمین حق‌آبه رهاسازی شده از سد و کانال‌ها و بهسازی و گسترش کانال‌های آب، موجب افزایش سطح مطلوبیت کشاورزان ورامینی خواهد شد. در زمینه تمایل به پرداخت کشاورزان (با لحاظ کردن متغیر نرخ آب‌بهای کشاورزی به عنوان متغیر پولی نرمال‌کننده)، یافته‌های تحقیق، نشان داد که متغیر «وضعیت حق‌آبه رهاسازی شده از سد و کانال‌ها» در سبد ترجیحات پرسش‌شوندگان (کشاورزان) بیشترین اهمیت را دارد، به نحوی که حاضرند در ازای تضمین تأمین و دریافت آب در فصول کم‌بارش سال، معادل ۵۸ درصد آب‌بهای بیشتری بپردازند که این نتیجه، مبین آسیب‌پذیری کشاورزان و محصولات کشاورزی کشت شده در دشت ورامین در مواجهه با بحران کم‌آبی و خشکسالی است.

واژگان کلیدی: آزمون انتخاب گسسته، متغیر پولی نرمال‌کننده، وضعیت کیفیت آب، نرخ آب‌بهای

کشاورزی، کانال‌های آب کشاورزی

طبقه‌بندی JEL: Q1, Q41, Q48

۱. استاد تمام، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسئول). mmehrara@ut.ac.ir

۲. دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران. shayegan2010@yahoo.com

۱. مقدمه

آب به عنوان یکی از حیاتی ترین عناصر طبیعت برای تأمین نیازهای اساسی انسان محسوب شده که همواره نقش بی بدلی در بقای اکوسیستم طبیعی و جنبه های مختلف تداوم حیات بشری ایفا می نماید. به رغم این اهمیت، به جهت ویژگی های ضروری بودن، حجیم بودن، کالای عمومی بودن، کمیابی نسبی، هزینه بالای تولید و مبادله، غیرهمگن بودن بازار، غیرقابل تجارت بودن، شکست بازار در عرضه، پیچیدگی چرخه تولید و ...، قیمت گذاری آن دشوار است و به تبع آن، ارزشی که مصرف کنندگان از خدمات آب به دست می آورند، بسیار بیشتر از قیمت پرداختی برای آن است؛ در حالی که نگرانی در مورد مسئله کم آبی و ارزش گذاری نادرست آن از دیرباز در بسیاری از کشورهای جهان بویژه ایران مطرح بوده و در سال های اخیر با افزایش جمعیت و تغییرات اقلیمی بیشتر مورد توجه قرار گرفته است؛ چرا که انحراف از قیمت واقعی آب با وجود نقش مهم قیمت در جلوگیری از هدر رفت منابع، یکی از مهم ترین دلایل عدم صرفه جویی و اتلاف آب بوده است. در این شرایط، تصمیم گیری و برنامه ریزی برای دستیابی به حداکثر رفاه اجتماعی از طریق تخصیص بهینه منبع کمیاب آب، با مشکل مواجه شده و در عمل اتفاق نمی افتد (باستانی و همکاران، ۱۴۰۰).

استان تهران و پهنه جنوب شرقی آن (دشت ورامین^۱)، نمونه ای بارز از وضعیت بغرنج حاکم بر کشور در زمینه کم آبی است. در حالی که متوسط بارندگی در این ناحیه در سال های اخیر همواره با کاهش مواجه بوده است، به واسطه حفر چاه های غیر مجاز، عدم تأمین حق آبه سدهای بالادست و همچنین انتقال بخشی از پساب فاضلاب کلان شهر تهران، کشاورزی این ناحیه را با وضعیت دشواری مواجه ساخته است (عرب و همکاران، ۱۳۹۷).

در ادوار گذشته، آب کشاورزی دشت ورامین از نزولات جوی، حق آبه رودخانه های بالادستی و قنوات تأمین می شده که به سبب خشکسالی های مکرر و سایر عوامل غیرطبیعی و انسانی، نقش این منابع کم رنگ و منابع تأمین دیگر (چاه های کشاورزی، حق آبه سدهای بالادست و پساب فاضلاب شهری تهران) جایگزین آن در تأمین آب در فصول کاشت و داشت کشاورزی شده است (زهبابیان و همکاران، ۱۳۸۳). مطابق داده های به دست آمده از شرکت سهامی آب منطقه ای تهران، طول شبکه های آبیاری ورامین بالغ بر ۳۶۶ کیلومتر^۲ است که این کانال ها پساب فاضلاب (جنوب شرقی) تهران را پس از تصفیه فیزیکی به زمین های کشاورزی منطقه هدایت می کند.

در بیان اصلی ترین مشکلات و مسائل بهره برداری از شبکه آبیاری کشاورزی ورامین، می توان به عواملی از قبیل سوء مدیریت در توزیع آب، ضعف سیستم بهره برداری و نگهداری از شبکه های آبیاری

۱. دشت ورامین یکی از مناطق مهم کشاورزی استان تهران در ۴۵ کیلومتری جنوب شرقی شهر تهران با مساحت تقریبی ۱۹۱۶ کیلومتر مربع است. از کل اراضی دشت مزبور، حدود ۶۸ هزار هکتار اراضی کشاورزی، ۱۹ هزار هکتار اراضی مرتعی و ۱۱ هزار هکتار، اراضی مردابی است (عرب و همکاران، ۱۳۹۷)

۲. شامل ۶۸ کیلومتر کانال اصلی، ۱۱۳ کیلومتر کانال درجه ۲ و ۱۸۵ کیلومتر کانال درجه ۳ (پورتال شرکت

و به تبع آن، فرسودگی تأسیسات و کانال‌های آب و هدر رفت آب، سرپوشیده نبودن کانال‌های آب، عدم مشارکت مؤثر بهره‌برداران (کشاورزان) در مدیریت انتقال و دریافت آب، کیفیت نازل آب (به واسطه عدم تصفیه شیمیایی آب) و اجرای ناتمام پروژه‌های کانال کشی اشاره کرد. همه این عوامل کاهش راندمان آبیاری و بهره‌برداری از منابع آبی موجود، افزایش تقاضای آب در بخش کشاورزی، عدم اعتماد کشاورزان به طرح‌های دولتی، فرسودگی و بیابانی شدن زمین‌های کشاورزی (به سبب آلودگی شیمیایی آب آلوده استحصال شده از کانال‌های کشاورزی)، تحویل و توزیع نامناسب آب در کانال‌ها و انشعابات و به تبع آن، توزیع نامناسب آب در سطح اراضی کشاورزی، عدم تطابق میزان آب تحویلی در اراضی بالادست با اراضی پایین دست و قهراً کاهش مشهود دبی آب در اراضی دورتر از کانال‌های اصلی را منتج شده است.^۱

شایان ذکر است، اگرچه از دیرباز پژوهش‌های متعددی از سوی پژوهشگران حوزه‌های مختلف در خصوص اهمیت کشاورزی و منابع آبی دشت ورامین انجام شده است که هر یک با زاویه دید خاص، منحصرأ در صدد کشف روابط میان متغیرها و پاسخ‌دهی به سؤالات پژوهش مربوط به خود بوده‌اند؛ لیکن وجه تمایز این پژوهش با دیگر پژوهش‌ها، تکنیک به کار رفته در آن و در عین حال، قیمت‌گذاری هر یک از متغیرها می‌باشد؛ به نحوی که در مقاله حاضر، کوشش شده است، در گام اول، اهمیت قیمت‌گذاری آب و جایگاه آن در سبد ترجیحات کشاورزان ورامینی را در دشت ورامین تبیین نماید و در گام بعد، ترجیحات کشاورزان این منطقه را نسبت به متغیرهای کیفیت آب، حق‌آبه رها سازی شده از سدها و کانال‌ها، کیفیت کانال‌های آب و نحوه نظارت بر میرآب‌ها، مورد سنجش و ارزیابی قرار دهد.

لازم به ذکر است، با توجه به آنکه متغیر «قیمت آب» به عنوان متغیر پولی (نرمال‌کننده) در نظر گرفته شده است، سایر متغیرها به وسیله این متغیر، نرمال و برآورد می‌شوند که برای حصول به این اهداف، تکنیک آزمون انتخاب گسسته که پیمایش ویژگی محور با رویکرد ترجیحات اظهار شده (بیان شده)^۲، مورد استفاده بوده است.

۱. مأخذ: تحقیقات میدانی پژوهشگران

۲. به طور کلی، ارزش‌گذاری پیامدهای هر سیاست یا برنامه‌ای براساس ترجیحات را می‌توان از دو رهیافت کلی انجام داد: روش ترجیحات اظهار شده و روش ترجیحات آشکار شده. در روش ترجیحات آشکار شده، ترجیحات مصرف‌کنندگان از طریق فعالیت‌هایشان در بازارهای واقعی آشکار می‌شود (مشاهده ترجیحات بروز داده شده توسط رفتار حقیقی). پیش‌نیاز به کارگیری رویکرد ترجیحات آشکار شده، وجود منحنی تقاضای بازار برای کالای موردنظر است؛ اما در بسیاری از موارد، یا بازاری برای کالا وجود ندارد یا بازار ناقص است؛ لذا در این موارد، از ترجیحات اظهار شده (بیان شده) استفاده به عمل می‌آید و از مصرف‌کنندگان خواسته می‌شود تا ترجیحات خود را برای کالا یا سیاست مورد نظر که می‌تواند فرضی بوده و وجود خارجی نداشته در قالب سناریوها/ آلترناتیوهای فرضی، اظهار کنند. هر سناریو یا آلترناتیو، مجموعه‌ای از مؤلفه‌ها و سطوح مختلف از این مؤلفه‌ها تشکیل شده است.

در ادامه، برخی از مهم‌ترین مطالعات انجام شده که در چهارچوب پژوهش حاضر می‌گنجد، مرور می‌شود.

۲. مبانی نظری

قیمت‌گذاری کالاها و خدمات به‌طور عام به دو شیوه ترجیحات آشکارشده و ترجیحات اظهارشده انجام می‌پذیرد. ترجیحات آشکارشده، غالباً تحت شرایطی که بازار برای کالا یا خدمت مربوطه وجود دارد و قیمت از برخورد عرضه و تقاضا حاصل می‌شود، اعمال می‌گردد. در مقابل ترجیحات اظهارشده در موارد شکست بازار در قیمت‌گذاری به‌کار می‌رود.^۱ منابع طبیعی و محیط زیست به‌واسطه ویژگی‌هایی منحصربه‌فرد در زمره کالاهایی محسوب می‌شوند که نیازمند قیمت‌گذاری از طریق طیف ترجیحات اظهارشده هستند؛ چرا که غالباً فاقد ساز و کار قیمت‌گذاری در بازار می‌باشند.

در ذیل طیف ترجیحات اظهارشده، شیوه‌های متنوعی از سوی صاحب‌نظران برای قیمت‌گذاری معرفی شده‌اند که مهم‌ترین آنها، تئوری تقاضای مصرف‌کننده لانکستر^۲ (۱۹۶۶) است. این تئوری چهارچوب بنیادینی فراهم نموده که مبنای کاربردهای اقتصادی روش‌های ویژگی محور است. مشخصه ممتاز این شیوه، آگاهی از ترجیحات مصرف‌کنندگان درخصوص کالاها یا خدمات است، زیرا مصرف‌کنندگان ترجیحات خود را در مورد مجموعه‌ای از مؤلفه‌های تشکیل دهنده کالا یا خدمت اظهار می‌کنند که پژوهشگر را قادر خواهد ساخت از طریق پاسخ‌های دریافت شده، ترجیحات افراد را مدل سازی کند؛ با این حال و به‌رغم مزیت گفته شده، پیش‌بینی‌های این مدل، از قوت و دقت کافی برخوردار نبوده فلذا رویکردی ساده‌تر و مستقیم‌تر برای پیش‌بینی انتخاب‌ها بر مبنای تئوری انتخاب گسسته^۳ از سوی مک فادن^۴ (۱۹۷۴) ارائه شد.

مک فادن این مدل را با استفاده از اصل گزینش لوس^۵ (۱۹۵۹) و در پیوند با مدل مطلوبیت تصادفی ماسچاک^۶ (۱۹۶۰) ادغام و در قالب مدل اقتصادسنجی و در چهارچوب مدل‌های لاجیت چند جمله‌ای^۷ و لاجیت شرطی^۸ معرفی کرد. مورد استفاده مدل مزبور، بیشتر معطوف به تجزیه و تحلیل اقتصادی کالاها و خدماتی است که یا بازاری برای آن وجود ندارد یا ساختار بازار ناقص است (از جمله حوزه محیط زیست).

۱. شکست بازار بواسطه عدم شفافیت بازار و عدم وجود منحنی عرضه و تقاضا برای کالای مربوطه اتفاق می‌افتد

2. Lancaster (1966)

3. Discret Choice Theory

4. Mc Faddan (1974)

5. Luce (1959)

6. Marschak (1960)

7. Multinomial Logit

8. Conditional Logit

با عنایت به این موضوع، در این مقاله، در پی آن هستیم که شیوه فوق را به ارزیابی و استخراج ترجیحات و متغیرهای اثرگذار بر تصمیمات کشاورزان ورامینی تعمیم دهیم. به‌ویژه آنکه به‌رغم تعیین دستوری قیمت آب کشاورزی از سوی دولت، هیچ‌گونه سازوکار شفاف و روشنی برای سنجش تمایل به پرداخت و قیمت‌گذاری جایگزین‌هایی همچون کیفیت آب، حق‌آبه رها سازی شده از سدها و کانال‌ها، وضعیت کیفیت کانال‌های آب و نحوه نظارت بر میرآب‌ها - در مقابل قیمت آب پرداختی کشاورزی - وجود ندارد.

۳. مطالعات تجربی

برتون^۱ و همکاران (۲۰۲۰)، با روش پرسشنامه‌ای، مدل ترجیحی کشاورزان را برای حکمرانی آب در سطح محلی در مناطق منتخب هندوستان و پاکستان استخراج کردند. مطابق نتایج به‌دست آمده، ترجیحات کشاورزان بیش از آنکه متوجه اصلاح قیمت آب باشد، بیشتر متوجه اصلاح رویه‌های حکمرانی دولت‌های محلی است و کشاورزان نقش ممتازتری را برای دولت‌های محلی - نسبت به دولت مرکزی - قائل هستند.

هلوگ و پولک^۲ (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان "آیا پیوندهای سیاسی بر قیمت آب تأثیر می‌گذارد؟" قیمت آب را در آلمان براساس متغیرهای هزینه و ساختارهای حاکمیتی و پیوندهای سیاسی با سیاستمداران محلی تجزیه و تحلیل کردند. نتایج، نشان داد که عمدتاً عوامل هزینه و تقاضا هستند که قیمت‌ها را تعیین می‌کنند و پیوندهای سیاسی، نقش کوچکی در تعیین قیمت آب دارند. زتلند^۳ (۲۰۲۱)، با انجام پژوهشی تحت عنوان "نقش قیمت‌گذاری در مدیریت کم آبی"، نحوه استفاده از مکانیزم قیمت‌گذاری برای تخصیص آب تصفیه شده برای مصارف شهری و صنعتی و آب تصفیه نشده (خام) را تبیین نمود. وی عنوان داشت که در کنار وجود ظرفیت‌های نهادی، مدیریت موفق کمبود آب، مستلزم قیمت‌هایی است که تقاضا را محدود کند و در عین حال، بتواند هزینه‌های عرضه پایدار آب را پوشش دهد. علاوه بر آن، نتایج پژوهش وی نشان داد که پذیرش عمومی سیاست‌گذاری مؤثر قیمت‌گذاری آب، مستلزم حمایت مؤثر از محیط زیست است.

چو و گرافتون^۴ (۲۰۲۱)، با کالیبره کردن سیستم عرضه و توزیع آب در پایتخت استرالیا، نشان دادند با توجه به اینکه استخراج آب از سدها، باعث افزایش دسترسی به آب در آینده نخواهد شد، قیمت‌گذاری پویای آب مبتنی بر محاسبه هزینه آب مصرفی تعدیل شده با ریسک، می‌تواند خطر

-
1. Burton (2020)
 2. Hellwig and Polk (2021)
 3. Zetland (2021)
 4. Chu and Grafton (2021)
 5. Risk-Adjusted User Cost (RAUC)

کاهش دسترسی به آب در آینده ناشی از رویدادهای مرتبط با تغییرات آب و هوایی در مناطق نیمه خشک را بروز دهد.

فیلیپ ونوت^۱ و همکاران (۲۰۰۸)، در پژوهشی، اثرات ناشی از سیاست‌های قیمت‌گذاری آب در صحرای اردن را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که افزایش قیمت آب کشاورزی می‌تواند به ارتقای بهره‌وری از طریق تشویق کشاورزان به کشت فشرده، استفاده از تکنولوژی‌های روز و کارآمد و کشت محصولات کشاورزی اقتصادی‌تر منجر شود.

جلیلی کامجو (۱۳۹۷)، در مقاله‌ای با عنوان "ارزیابی ارزش اقتصادی استخراج منابع آب زیرزمینی توسط کشاورزان"، با بهره‌گیری از تئوری ارزش لانکستر و تکنیک لاجیت شرطی، میزان تمایل به پرداخت کشاورزان برای کالای محیط زیستی دشت همدان - بهار را استخراج کرد. خروجی مدل برآورد شده، نشان داد که کشاورزان برای ویژگی‌های ترویج و گسترش استفاده از شیوه‌های نوین آبیاری، حفظ چشم‌انداز طبیعی و زیستی دشت و افزایش سطح منابع آب زیرزمینی در دشت، تمایل به پرداخت مثبت و معنی‌داری دارند.

باغستانی و زیبایی (۱۳۸۹)، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط^۲ تمایل به پرداخت کشاورزان برای آبهای زیرزمینی در منطقه رامگرد را محاسبه نمودند. نتایج نشان داد که تمایل به پرداخت کشاورزانی که به‌طور تلفیقی از منبع آب زیرزمینی و آب سطحی استفاده می‌کنند، کمتر از کشاورزانی است که فقط آب‌های زیرزمینی را در اختیار دارند. الگوی کشت، سطح زیر کشت شلتوک، درآمد و سن کشاورز و پراکندگی اراضی، اثر معنا داری بر تمایل به پرداخت دارند؛ علاوه بر آن، نتایج نشان داد در صورتی که در سیاست قیمت‌گذاری آب به عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت و همچنین مشارکت خود کشاورزان در امور تصمیم‌گیری توجه بیشتری شود، نتایج بهتری به دست خواهد آمد. باستانی و همکاران (۱۴۰۰)، با به‌کارگیری روش ارزش‌گذاری مشروط و برآورد الگوی لاجیت، به برآورد تمایل به پرداخت مصرف‌کنندگان و بررسی عوامل اثرگذار بر ترجیحات عمومی افراد برای تعیین ارزش اقتصادی آب شهری مشهد پرداختند. نتایج نشان داد که تمایل به پرداخت شهروندان جهت مصرف هر متر مکعب آب مازاد با متغیرهای سرانه قبض آب، بعد خانوار و مبالغ پیشنهادی، رابطه منفی و با سطح تحصیلات، رابطه مثبت و معنی‌دار دارد. همچنین، متغیرهای بعد خانوار و اخلاق‌گرایی افراد، بیشترین کشش و اثرگذاری را در تمایل به پذیرش مبالغ بالاتر قبوض آب داشته‌اند. برکان و همکاران (۱۴۰۲)، با تحلیل رفتار بهره‌برداران آب کشاورزی از منظر سه دیدگاه رقابتی، ثابت بودن ترجیحات زمانی و ناسازگاری زمانی ترجیحات، طی دوره سی ساله از سال زراعی ۶۹-۱۳۶۸ تا ۱۳۹۷، نشان دادند که کشاورزان در بهره‌برداری از آب زیر زمینی به‌عنوان منبع اصلی تأمین آب کشاورزی منطقه، از جنبه روان‌شناختی با الگوی غیربهره‌بردارانه ناسازگاری زمانی در مصرف روبه‌رو بوده‌اند که تغییر وضع موجود و اثربخشی سیاست‌گذاری‌های حفظ پایداری منابع آبی، مستلزم اصلاح الگوی رفتاری و مصرف آبی کشاورزان می‌باشد.

1. Philippe Venot (2008)

2. CVM

به طور کلی در پژوهش های خارجی و داخلی انجام شده مرتبط با موضوع پژوهش، چندین پارادیم مورد تأیید قرار گرفته است که شامل اهمیت حکمرانی در مدیریت توزیع آب کشاورزی، وجوب حمایت مؤثر از محیط زیست در شرایط کمبود آب با استفاده از ابزار قیمت گذاری پویا و مدیریت تقاضای آب و بالاخره تأثیر تغییرات قیمت گذاری آب بر روی الگوی رفتاری-مصرفی کشاورزان (بهره برداران) است.

۴. روش شناسی پژوهش

با توجه به کاربرد گسترده تکنیک آزمون انتخاب گسسته در استخراج ترجیحات کالاها و خدماتی که یا بازاری برای آن وجود ندارد، یا بازار آن ناقص است، در این تحقیق، به منظور ارزش گذاری و استخراج تمایل به پرداخت متغیرهای غیربازاری (کیفیت آب، حق آبه رهاسازی شده از سدها و کانال ها، وضعیت کیفیت کانال های آب و نحوه نظارت بر میرآب ها)، با در نظر گرفتن متغیر "قیمت آب" به عنوان متغیر پولی نرمال کننده، از تکنیک آزمون انتخاب گسسته استفاده شده است (شایگان و همکاران، ۱۴۰۰). این تکنیک، یک پیمایش ویژگی محور با رویکرد ترجیحات اظهارشده است که در آن، کالا یا خدمت سیاستی در حوزه های خاص (مثلاً در حوزه محیط زیست، کشاورزی، آب و ...)، با استفاده از دو یا چند متغیر (مشخصه) تعریف می شود. هریک از متغیرها (مشخصه ها) شامل سطوحی است که تلفیق هر یک از سطوح آنها با یکدیگر، نسخه های متفاوت از ترجیحات فرد را آشکار می سازد. یکی از اهداف مطالعه با رویکرد ترجیحات اظهارشده ویژگی محور، قیمت گذاری و برآورد ارزش اقتصادی برای مجموعه ای از ویژگی های قابل تقسیم کالا یا خدمت فاقد بازار است که در این مورد به خصوص، پاسخ به پرسش ها می تواند اطلاعاتی مفید را برای سیاستگذاران، برنامه ریزان و مدیران اجرایی پیرامون اولویت های عمومی کشاورزان در رابطه با قیمت آب و سایر متغیرهای احصاء شده، فراهم آورد (شایگان و مهرآرا، ۱۳۹۹).

با هدف نیل به انجام آزمون انتخاب گسسته، مراحل ذیل در این تحقیق انجام پذیرفته است.

۴-۱. مرحله اول: شناسایی متغیرها و سطوح آنها

در این مرحله، علاوه بر اقتباس از پژوهش های موجود از افراد خبره و صاحب نظر (اعم از منتخب استادان دانشکده کشاورزی و باغبانی ورامین، مدیران و کارشناسان محلی ادارات کشاورزی و منابع طبیعی ورامین و همچنین کشاورزان منتخب و معتمدین محلی آشنا به موضوع)، مصاحبه و نظر آنان درخصوص متغیرهای اثرگذار بر رفتار و ترجیحات کشاورزان اخذ شد. پس از جمع بندی نقطه نظرات، پنج متغیر به عنوان متغیرهای مهم اثرگذار در تصمیم کشاورزان (با فرض ثبات سایر شرایط) مورد شناسایی قرار گرفت. این متغیرها و سطوح آنها در جدول ۱ نشان داده شده است.

۱. قابل ذکر است که متغیرهای به کار رفته، علاوه بر مطالعات کتابخانه ای، از طریق مصاحبه با نخبگان دانشگاهی-محلی احصاء شده است.

جدول ۱: متغیرها و سطوح آنها

متغیرها	نرخ آب بهای کشاورزی	وضعیت کیفیت آب	وضعیت نظارت بر میرآب‌ها	وضعیت حق‌آبه رها سازی شده از سدها و کانال‌ها	وضعیت کانال‌های آب
۵۰ درصد بالاتر باشد.	آب کشاورزی تصفیه شود.	نظارت دولتی صورت گیرد.	آب کافی در تابستان در اختیار کشاورز قرار گیرد.	ترمیم و گسترش کانال‌ها تا حد مناسب صورت گیرد.	
قیمت فعلی باشد.	وضعیت موجود باشد.	وضعیت موجود باشد.	وضعیت موجود باشد.	وضعیت موجود باشد.	
۲۵ درصد بالاتر باشد.					

۴-۲. مرحله دوم: طراحی مجموعه‌های انتخاب

با توجه به تعداد متغیرها و سطوح آنها، ۴۸ ترکیب یا جایگزین ممکن ($3 \times 2 \times 2 \times 2$) برای انتخاب به دست آمد. شایان ذکر است این طرح کامل‌ترین نوع طرح آزمون می‌باشد که به آن طراحی فاکتوریال کامل^۱ اطلاق می‌گردد که در آن، اثرات تک تک ویژگی‌ها و نیز اثرات متقابل دوجانبه یا چند جانبه مؤلفه‌های مختلف مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد؛ که به دلیل محدودیت‌هایی که در کارهای تحقیقاتی از لحاظ زمان و هزینه وجود دارد، در اکثر موارد، امکان اجرای آن فراهم نیست و لذا به ناچار باید به گزینش تعداد محدودی از این آلترناتیوها و ترکیبات ممکن اکتفا نمود که این امر، بحث انتخاب‌های بهینه از میان کل انتخاب‌های موجود را واجد اهمیت می‌نماید (شایگان و مهرآرا، ۱۳۹۹).

به کمک طراحی فاکتوریال کسری^۲، با انجام تعداد آزمایش‌های کمتری نسبت به طراحی فاکتوریال کامل، اطلاعات مفید و مورد نظر را می‌توان به دست آورد. در این نوع طراحی، کسری از ترکیبات ممکن ایجاد شده در طرح فاکتوریال کامل انتخاب می‌شود. برای انتخاب سؤالات بهینه روشی که عمدتاً مورد استفاده قرار گرفته و در سال‌های اخیر توسعه یافته است، روش "دی-بهینه"^۳ است. روش مورد اشاره، این امکان را فراهم می‌آورد که ترکیب‌های بهینه‌ای انتخاب شوند که بیشترین اطلاعات آماری را در خصوص ترجیحات افراد در اختیار قرار دهد (همان).

1. Full Factorial
2. Factorial Design
3. D-optimal

در این تحقیق، با استفاده از معیار مذکور و پس از جمع‌بندی نقطه نظرهای به‌دست آمده، پرسشنامه اولیه شامل دو بخش الف) مجموعه سؤالات دموگرافیک (ویژگی فرد)؛ ب) مجموعه‌های انتخاب (ویژگی محصول) طراحی شد. بخش ب) پرسشنامه اولیه مشتمل بر ۲۱ سؤال بود که در ۷ مجموعه انتخاب (سناریو) سه‌گزینه‌ای متمرکز شد.

۳-۴. مرحله سوم: توزیع پرسشنامه و جمع‌آوری اطلاعات

قبل از توزیع نهایی پرسشنامه‌ها، به‌منظور رفع نواقص احتمالی و افزایش روایی پرسشنامه، تعداد ۲۰ پرسشنامه بین صاحب‌نظران دانشگاهی، کارشناسان خبره و کشاورزان منتخب توزیع شد. پس از دریافت و اعمال نقطه نظرهای به دست آمده، تعداد ۲۵۰ پرسشنامه نهایی میان جامعه هدف توزیع شد. شایان ذکر است، در این مرحله به‌دلیل اینکه آزمون شونده‌ها باید به مقایسه (مبادله ذهنی بین آلترناتیوها) می‌پرداختند و چون احتمال آن می‌رفت که آشنایی جامعی با روش‌های اتخاذ شده نداشته و لذا پاسخ‌های آن‌ها همراه با تورش باشد، در ابتدا هر یک از پرسش‌شونده‌ها در مورد ابعاد پرسشنامه و چگونگی پاسخ‌دهی به آن توجیه شدند.

۴-۴. مرحله چهارم: اجرای تحلیل آماری

از ۲۵۰ پرسشنامه توزیع شده میان جامعه هدف (کشاورزان بخشداری مرکزی و بخشداری جواد آباد) تعداد ۲۱۷ پرسشنامه (معادل ۸۶ درصد) جمع‌آوری شد که با توجه به اینکه هر یک از پرسش‌شونده‌ها به ۷ مجموعه انتخاب (سناریو) سه‌گزینه‌ای پاسخ دادند، در مجموع ۴۵۵۷ مشاهده (داده) به‌دست آمد.

۱. شایان ذکر است به سبب پیچیدگی‌های حاکم بر این دسته از پرسشنامه‌ها که نیازمند سطح مشخصی از دانش و سواد است، به جهت افزایش دقت و اعتبار پرسشنامه‌های تکمیل شده، پرسشنامه‌های خام در میان کشاورزان منتخب ورامینی (اعم از کشاورزان بخشداری مرکزی و بخشداری جواد آباد) جهت تکمیل توزیع گردید. ضمن اینکه این افراد شامل دهیاران روستاها، اعضای شورای روستاها و برخی از کشاورزانی با برخورداری از سطح مشخصی از سواد بودند.

۲. قابل ذکر است، داده‌های پرسشنامه‌ها در یک مقطع از زمان و مبتنی بر شیوه نمونه‌گیری مقطعی (cross-section data) جمع‌آوری شده است.

۳. لازم به ذکر است که در مطالعات آزمون انتخاب گسسته، هیچ ضابطه مشخصی درخصوص حجم نمونه وجود ندارد (چراغی و همکاران، ۲۰۰۸). به طور کلی حجم نمونه مورد نیاز برای مطالعاتی که با استفاده از آزمایش انتخاب گسسته انجام می‌پذیرد، متفاوت از مطالعات میدانی دیگر است. در این مطالعات، انتخاب حجم نمونه به موضوع تحقیق بستگی دارد. همچنین انتخاب روش نمونه‌گیری و حجم نمونه به‌طور قابل توجهی به‌دوجه محقق ارتباط پیدا می‌کند (آلپیزار و همکاران، ۲۰۰۷). بنت و آدموویز بیان کرده‌اند که در مطالعات آزمایش انتخاب گسسته، به‌دلیل فقدان یک فرمول مناسب، می‌باید هر پرسشنامه حداقل به ۳۰ نفر ارائه گردد (Bennet and Adamowics, 2001).

در چهارچوب آزمون انتخاب گسسته، چنین فرض می‌شود که، در صورتی گزینه A بر گزینه B ترجیح داده می‌شود که، مطلوبیت یا منفعت ناشی از گزینه A (با در نظر گرفتن همه متغیرهای تشکیل دهنده آن) بیشتر باشد.

$$U(Aa) > U(Bb) \quad (۱)$$

در رابطه فوق، $U(\dots)$ بیانگر مطلوبیت ناشی از گزینه انتخاب شده است، Aa مجموع متغیرها و سطوح مرتبط با آنها در گزینه A ، Bb مجموع متغیرها و سطوح مرتبط با آنها در گزینه B است. اینکه کدام گزینه بر دیگری مرجح است، تنها به صورت غیرمستقیم (یعنی از طریق انتخاب انجام شده) و به صورت تفاوت مطلوبیت میان دو گزینه انتخاب و سطوح مؤلفه‌های مرتبط با آنها قابل مشاهده است.

$$V(A - B) = U(Aa) - U(Bb) \quad (۲)$$

در رابطه فوق، V مطلوبیت غیرمستقیمی است که از انتخاب یک گزینه در مقابل گزینه دیگر به دست می‌آید. تابع مطلوبیت به صورت خطی جمع پذیر تصریح می‌گردد:

$$V = \beta_1 \text{water rate} + \beta_2 \text{water quality} + \beta_3 \text{water distribution supervisor} + \beta_4 \text{water rights} + \beta_5 \text{water channel condition} + \varepsilon \quad (۳)$$

در رابطه (۳)، β_1 تا β_5 ضرایبی هستند که به وسیله معادله رگرسیونی لاجیت شرطی برآورد می‌گردند و ε جمله اخلاص غیرقابل مشاهده است. سایر عواملی که در مدل لحاظ نشده‌اند، در آن لحاظ شده است. در رابطه مذکور، متغیرهای به کار رفته مطابق جدول (۱)، به ترتیب، عبارتند از قیمت آب (water rate)، کیفیت آب (water quality)، نظارت بر میرآب‌ها ($\text{water distribution supervisor}$)، حق آبه رها سازی شده از سد و کانال‌ها (water rights) و کانال‌های آب ($\text{water channel condition}$) که سطوح هر یک در جدول مشخص شده است. معادله (۳)، بسته به فروزی که در مورد شکل توزیع جزء تصادفی در نظر گرفته می‌شود، برآورد می‌گردد. در این زمینه، توزیع استاندارد لاجستیک^۱ بیشترین کاربرد را در مطالعات تجربی داشته است. براساس فرض نرمال بودن توزیع جملات اخلاص، مدل پروبیت چند جمله‌ای^۲ (MNL) و براساس فرض لاجستیک بودن توزیع جملات اخلاص، مدل لاجیت شرطی^۳ (CL) به دست می‌آید. با در پیش

1. Logistic Distribution
2. Multinomial Probit Model
3. Conditional Logit Model

گرفتن فرض لاجستیک بودن توزیع جملات اخلاص ۱ و با توجه به آنکه متغیرهای معادله (۳) از نوع آلترناتیو محور ۲ هستند، لذا می‌باید از مدل لاجیت شرطی استفاده نمود^۳.

در تحلیل اقتصاد سنجی، مدل لاجیت شرطی بر فروضی استوار است. یکی از این فروض «فرض استقلال آلترناتیوهای نامربوط»^۴ است. این فرض بدین معنا است که حضور یا عدم حضور یک گزینه نسبت احتمال مرتبط با سایر گزینه‌های موجود در مجموعه انتخاب را تحت تأثیر قرار ندهد. در صورتی که فرض اخیر پذیرفته نشود، باید از مدل‌های دیگری استفاده کرد که یکی از آن‌ها ورود آثار متقابل در الگو (به عنوان متغیر توضیحی) است (ترنر و همکاران، ۲۰۰۷).

هاسمن و مک فادن^۵ (۱۹۸۴)، آزمونی را به منظور بررسی فرض استقلال آلترناتیوهای نامربوط ارائه کردند. در این آزمون که با عنوان «آزمون هاسمن» شهرت یافت، چنانچه فرضیه استقلال آلترناتیوهای نامربوط رد شود، یکی از طرق اصلاح مدل لاجیت شرطی، ورود متغیرهای دموگرافیک افراد (ویژگی‌های فردی) یا به تعبیر دیگر، لحاظ کردن آثار متقابل^۶ است. در این پژوهش، با عنایت به اینکه آماره کای دو آزمون فوق‌الذکر با $ch_2 = 0.8$ و سطح معنی داری $p\text{ value} = 0.81$ حاصل شد، لذا فرض استقلال شقوق نامربوط رد نشده و معتبر است. مع‌هذا استفاده از الگوی پروبیت چند جمله‌ای که مبتنی بر ویژگی فرد (دموگرافیک) است، لازم نمی‌باشد و لذا کار با الگوی لاجیت شرطی که مبتنی بر ویژگی محصول است، دنبال می‌شود.

۵. تخمین مدل و تحلیل نتایج

۵-۱. تخمین اولیه مدل

الگوی تخمین اولیه براساس معادله (۳) تصریح، و با استفاده از مدل لاجیت شرطی برآورد شده است. در مدل لاجیت شرطی، اگرچه اندازه ضرایب قابل تفسیر نمی‌باشند، لیکن علائم ضرایب (مثبت یا منفی بودن) را می‌توان تفسیر نمود؛ چرا که جهت، اثر تغییر متغیر را بر تغییر مطلوبیت افراد نشان

۱. سایر عوامل در جمله اخلاص تابع مطلوبیت تصادفی لحاظ می‌شود. در واقع تابع مطلوبیت دربرگیرنده بخشی قطعی (شامل متغیرهای تحقیق) و بخشی تصادفی است که تمام عوامل مذکور که در مدل لحاظ نشده است، بر دوش جمله اخلاص قرار می‌گیرد.

2. Alternative Specific

۳. شایان ذکر است، شکل مدل‌های MNL و CL دقیقاً شبیه هم هستند و فقط به لحاظ نوع متغیرهای مورد استفاده، متفاوت می‌باشند؛ به نحوی که در مدل‌های MNL داده‌ها مبتنی بر ویژگی فرد و در مدل‌های CL داده‌ها مبتنی بر ویژگی محصول هستند.

4. Independence of Irrelevant Alternatives (IIA)

5. Turner et al. (2007)

6. Hausman and McFadden (1984)

7. Interaction Effects

می‌دهد. جدول شماره (۲)، برآورد آماری متغیرهای مدل به‌همراه سایر آماره‌ها را نشان می‌دهد. علامت منفی ضریب برآورد شده متغیر قیمت آب با توجه به کد گذاری انجام گرفته، مطابق انتظار است؛ به‌نحوی که هرگونه افزایش در قیمت آب، مطلوبیت کشاورزان را کاهش می‌دهد. در مقابل، علامت مثبت ضرایب متغیرهای وضعیت کیفیت آب، وضعیت نظارت بر میرآب‌ها، وضعیت حق‌آبه‌رها سازی شده از سد و کانال‌ها و وضعیت کانال‌های آب (با توجه به کد گذاری‌های انجام شده)، نشان از صحت تخمین مدل دارد؛ به‌نحوی که ارتقاء کیفیت آب، ایجاد سازوکار نظارت مؤثر بر میرآب‌ها، تأمین حق‌آبه در فصول کاشت و داشت محصولات و بالاخره ترمیم، بهسازی و گسترش کانال‌های آب کشاورزی، موجب ازدیاد سطح مطلوبیت کشاورزان ورامینی خواهد شد.

جدول ۲: نتایج تخمین مدل لاجیت شرطی

متغیرها	نرخ آب بهای کشاورزی	وضعیت کیفیت آب	وضعیت نظارت بر میرآب‌ها	وضعیت حق‌آبه‌رها سازی شده از سد و کانال‌ها	وضعیت کانال‌های آب
ضرایب	۰,۶۱	۰,۵۳	۰,۲۷	۱,۴۴	۰,۴
خطای استاندارد	۰,۰۹	۰,۱۸	۰,۱۱	۰,۱۱	۰,۱۲
آماره Z	-۶,۲	۲,۹	۲,۳	۱۲,۶	۳,۱

$$\text{Log likelihood} = -۱۳۶۳,۳۳$$

$$\text{LR } \chi^2(5) = ۴۵۷,۱۱$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = ۰,۰۰$$

$$\text{Pseudo } R_2 = ۰,۱۴$$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

همچنین براساس خروجی استاتاستیک، آماره $LR \chi^2(5)$ که بیانگر نسبت راست‌نمایی است و معنی‌داری کل رگرسیون را نشان می‌دهد، فرض صفر مبنی بر بی‌معنی بودن کلیه ضرایب قویاً رد می‌شود. قدرت توضیح دهنده مدل نیز که با آماره Pseudo R_2 سنجیده می‌شود، مقدار ۰,۱۴ را به‌دست می‌دهد که حکایت از قدرت توضیح دهنده قابل قبول مدل دارد.

۵-۲. تخمین مدل با لحاظ تمایل به پرداخت^۱

براساس آنچه که در ابتدای بخش (۴-۱) ذکر شد، ضرایب مدل‌های لاجیت شرطی، به خودی خود غیرقابل تفسیر و استناد هستند؛ لذا اثر نهایی جانشینی که بیانگر نرخ نهایی جانشینی متغیرها نسبت به یکدیگر هستند، به عنوان تعیین کننده میزان اهمیت متغیرها نسبت به یکدیگر (تمایل به جانشینی و پرداخت) برآورد و تفسیر می‌شوند. همان‌گونه که پیش‌تر عنوان شد، در این نوع از مدل‌ها، همواره یکی از متغیرها به عنوان متغیر نرمال کننده^۲ در نظر گرفته می‌شود که تمایل به جانشینی سایر متغیرها براساس این متغیر محاسبه و شاخص‌بندی می‌شوند (شایگان و همکاران، ۱۴۰۰).

در پژوهش حاضر، قیمت آب به عنوان متغیر پولی نرمال کننده لحاظ، و تمایل به جانشینی و پرداخت سایر متغیرها برپایه آن محاسبه و اندازه‌گیری شده است.^۴

جدول (۳)، نرخ نهایی تمایل به پرداخت سایر متغیرها براساس متغیر نرمال کننده (نرخ آب بهای کشاورزی) را نشان می‌دهد. در یک نگاه کلی، متغیرها به ترتیب اهمیت و تأثیرگذاری در مطلوبیت پرسش شوندگان، بر حسب "نرخ آب بهای کشاورزی"، به ترتیب، عبارتند از وضعیت حق آبه رها سازی شده از سد و کانال‌ها، وضعیت کیفیت آب، وضعیت کانال‌های آب، و وضعیت نظارت بر میرآب‌ها. نکته‌ای که در این زمینه شایان توجه بوده، اهمیت بالای وضعیت حق آبه رها سازی شده در نزد پرسش شوندگان (کشاورزان) نسبت به سایر متغیرها است.

براساس آنچه از خروجی نرم افزار STATA در جدول (۳) منعکس شده است، تفسیر جزئی‌تر نتایج، عبارتند از:

۱. در الگوی تحلیلی پژوهش حاضر، تمایل به پرداخت و نرخ نهایی جانشینی، ناظر به حداکثر مبلغی است که پرسش شوندگان حاضرند در ازای به‌دست آوردن یا صرف‌نظر کردن از سایر آلترناتیوها بپردازند. از آنجا که بجز متغیر پولی قیمت آب (که کم و بیش دارای سازوکار قیمت‌گذاری است)، سایر متغیرها (اعم از وضعیت کیفیت آب، وضعیت نظارت بر میرآب‌ها، وضعیت حق آبه رها سازی شده از سد و کانال‌ها و وضعیت کانال‌های آب) فاقد سازوکار قیمتی است؛ لذا تمایل به پرداخت و نرخ نهایی جانشینی این متغیرها براساس تمایل به پرداخت قیمت آب محاسبه شده است.

۲. اثر نهایی، به مقدار ویژگی‌ها (متغیرها)، در سایر گزینه‌ها بستگی دارد.

3. Normalizing Variable

۴. با عنایت به آنکه تمامی متغیرها براساس محاسبات اولیه به لحاظ آماری معنادار بودند، لذا تمامی متغیرها در محاسبه تمایل به پرداخت متغیرها لحاظ می‌شوند.

۵. شایان ذکر است، زمانی که یکی از مؤلفه‌ها، مؤلفه هزینه است، MRS نشان‌دهنده تمایل به پرداخت (WTP) برای تغییر در مؤلفه کیفی می‌باشد؛ یعنی تمایل به پرداخت نهایی (MWTP)، که ارزش‌های جزئی (بخشی) نیز نامیده می‌شود.

الف) با فرض ثبات سایر شرایط، هر پرسش شونده (کشاورز) حاضر است ۵۸ درصد "نرخ آب بهای کشاورزی" بیشتری پرداخت کند، لیکن تضمین دریافت آب مورد نیاز محصولات در فصول کاشت و داشت را داشته باشد.

ب) با فرض ثبات سایر شرایط، هر پرسش شونده (کشاورز) حاضر است در ازای بهبود کیفیت آب استحصال شده از کانال‌های آب، معادل ۲۱ درصد نرخ آب بهای بیشتری بپردازد که این امر، با توجه به کیفیت نازل آب کانال‌های کشاورزی - به جهت عدم تصفیه فیزیکی و شیمیایی آب کانال‌ها - قابل توجیه است.

ج) با فرض ثبات سایر شرایط، هر پرسش شونده (کشاورز) حاضر است در ازای بهبود، ترمیم و گسترش کانال‌های آب، معادل ۱۶ درصد نرخ آب بهای بیشتری بپردازد که این موضوع ناشی از فرسودگی و در عین حال، عدم تکمیل زنجیره کانال‌های کشاورزی در سطح زمین‌های کشاورزی منطقه است.

د) با فرض ثبات سایر شرایط، هر پرسش شونده (کشاورز) حاضر است معادل ۱۱ درصد بیشتر بابت قیمت آب بها بپردازد، ولیکن نظارت مستمر و دقیقی از سوی مراجع دولتی بر نحوه عملکرد و تقسیم آب از سوی میرآب‌ها (به عنوان واسط میان کشاورزان و اداره کشاورزی) وجود داشته باشد. که این موضوع با عنایت به نارضایتی کشاورزان از عملکرد تبعیض آمیز برخی از میرآب‌ها، قابل توجیه و تفسیر است.

به طور کلی و با مقایسه نتایج به دست آمده، به نظر می‌رسد در سبد ترجیحات پرسش شوندگان (کشاورزان)، آن‌ها حاضرند بیشترین هزینه را برای تضمین تأمین و دریافت آب در فصول کم بارش سال (پرداخت ۵۸ درصد آب بهای بیشتر) و کمترین هزینه را نیز برای بهبود نظارت بر میرآب‌ها (پرداخت ۱۱ درصد آب بهای بیشتر) بپردازند که این نتیجه، مبین آسیب پذیری کشاورزان و محصولات کشاورزی کشت شده در دشت ورامین در مواجهه با بحران کم آبی و خشکسالی است.

جدول ۳: تمایل به پرداخت

متغیرها	شاخص اول (تمایل به پرداخت برای کیفیت آب)	شاخص دوم (تمایل به پرداخت برای نظارت بر میرآب‌ها)	شاخص سوم (تمایل به پرداخت برای تضمین حق آبه سدها و کانال‌ها)	شاخص چهارم (تمایل به پرداخت برای بازسازی کانال‌های آب کشاورزی)
نرخ نهایی جانشینی خطای استاندارد آماره z	۰.۲۱	۰.۱۱	۰.۵۸	۰.۱۶
	۵.۵۴	۴.۳۵	۸.۲۹	۴
	۳.۸	۲.۵	۷	۳.۸

$$\text{تغییرات (نرخ آب بهای کشاورزی)} = \frac{\text{شاخص اول}}{\text{تغییرات (وضعیت کیفیت آب)}}$$

$$\text{شاخص دوم} = \frac{\text{تغییرات (نرخ آب بهای کشاورزی)}}{\text{تغییرات (وضعیت نظارت بر میرآب‌ها)}}$$

$$\text{شاخص سوم} = \frac{\text{تغییرات (نرخ آب بهای کشاورزی)}}{\text{تغییرات (وضعیت حق آبه رها سازی شده از سد و کانال‌ها)}}$$

$$\text{شاخص چهارم} = \frac{\text{تغییرات (نرخ آب بهای کشاورزی)}}{\text{تغییرات (وضعیت کانال‌های آب)}}$$

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۵-۳. احتمال انتخاب گزینه‌ها

در این بخش، احتمال انتخاب سطوح هر متغیر نسبت به یکدیگر برآورد و مقایسه می‌شود. از آنجا که متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، سطح بندی شده‌اند، لذا احتمال انتخاب هر یک از سطوح، قابل برآورد و تفسیر است. جدول (۴)، احتمال انتخاب سطوح متغیرهای نرخ آب بهای کشاورزی،

وضعیت کیفیت آب، وضعیت نظارت بر میرآب‌ها، وضعیت حق آبه رها سازی شده از سد و کانال‌ها و وضعیت کانال‌های آب به همراه آماره Z را به دست می‌دهد:

الف) نتایج به دست آمده درخصوص مؤلفه نرخ آب بها، نشان می‌دهد احتمال انتخاب «قیمت فعلی آب بها»، «۲۵ درصد بالاتر» و «۵۰ درصد بالاتر» از سوی پرسش شونده‌گان، به ترتیب، ۵۵، ۲۹ و ۱۶ درصد است که دلالت بر اهمیت نرخ‌های آب بهای کمتر در سبد ترجیحات پرسش شونده‌گان (کشاورزان) دارد.

ب) نتایج به دست آمده درخصوص مؤلفه وضعیت کیفیت آب، نشان می‌دهد، احتمال ترجیح آب تصفیه شده از سوی پرسش شونده‌گان (کشاورزان)، معادل ۶۳ درصد است و در مقابل، احتمال ترجیح آب با کیفیت فعلی از سوی کشاورزان، ۳۷ درصد است که این موضوع، با عنایت به کیفیت نازل آب جاری در کانال‌های آب کشاورزی ورامین، قابل انتظار است.

ج) نتایج به دست آمده درخصوص مؤلفه وضعیت نظارت بر میرآب‌ها، نشان می‌دهد، احتمال اینکه پرسش شونده‌گان (کشاورزان) خواهان بهبود نظارت دولتی بر میرآب‌ها باشند، معادل ۵۷ درصد و احتمال اینکه متمایل به ادامه شرایط کنونی باشند، ۴۳ درصد است. مقایسه نسبت‌های حاصل شده از خروجی نرم افزار، گویای این است که به‌طور نسبی، پرسش شونده‌گان تفاوتی میان بهبود نظارت بر میرآب‌ها و ادامه وضعیت فعلی قائل نیستند که این امر، با عنایت به در اولویت نبودن متغیر احصاء شده از سوی پرسش شونده‌گان قابل پیش بینی بود.

د) نتایج به دست آمده درخصوص مؤلفه حق آبه رها سازی شده از سد و کانال‌ها، نشان می‌دهد ۱۹ درصد پرسش شونده‌گان (کشاورزان) قائل به ادامه وضعیت موجود بوده‌اند و ۸۱ درصد دیگر خواهان تأمین آب کافی در اختیار کشاورزان در تابستان بوده‌اند. شایان ذکر است ۱۹ درصد به‌دست آمده با عنایت به در دسترس بودن آب چاه و نیز تمرکز صرف بر کشت محصولات بهاره از سوی برخی کشاورزان قابل توجیه است.

و) نتایج به دست آمده درخصوص مؤلفه وضعیت کانال‌های آب، نشان می‌دهد، با عنایت به فرسودگی و عدم تکمیل کافی و همسان کانال‌های کشاورزی در سطح روستاها و مزارع ورامین، ۶۰ درصد پرسش شونده‌گان، خواهان ترمیم و گسترش کانال‌ها تا حد مناسب بوده‌اند و ۴۰ درصد مابقی، به ادامه وضعیت موجود رضایت داده‌اند.

جدول ۴: احتمال انتخاب در سطوح مختلف از مؤلفه‌ها

نام مؤلفه: نرخ آب بها		
قیمت فعلی باشد.	۲۵ درصد بالاتر باشد.	۵۰ درصد بالاتر باشد.
۰,۵۵	۰,۲۹	۰,۱۶
۱۶	۲۶	۷
نام مؤلفه: وضعیت کیفیت آب		
وضعیت موجود باشد.	آب کشاورزی تسویه شود.	
۰,۳۷	۰,۶۳	
۸	۱۴	
نام مؤلفه: وضعیت نظارت بر میرآب‌ها		
وضعیت موجود باشد.	نظارت دولتی صورت گیرد.	
۰,۴۳	۰,۵۷	
۱۵	۱۹	
نام مؤلفه: وضعیت حق‌آبه رها سازی شده از سد و کانال‌ها		
وضعیت موجود باشد.	آب کافی در تابستان در اختیار کشاورز قرار گیرد.	
۰,۱۹	۰,۸۱	
۱۰	۴۵	
نام مؤلفه: وضعیت کانال‌های آب		
وضعیت موجود باشد.	ترمیم و گسترش کانال‌ها تا حد مناسب صورت گیرد.	
۰,۴۰	۰,۶۰	
۱۲	۱۹	

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۶. جمع بندی

با توجه به کاربرد گسترده تکنیک آزمون انتخاب گسسته در استخراج ترجیحات و تمایل به پرداخت افراد در حوزه‌های مختلف (از جمله اقتصاد محیط زیست)، در این تحقیق به منظور شناسایی و احصاء متغیرهای اثرگذار در تصمیمات و ترجیحات کشاورزان ورامینی، از این متدولوژی استفاده شده است. از آنجا که این تکنیک، یک پیمایش ویژگی محور با رویکرد ترجیحات اظهار شده است، در ابتدا پس از مصاحبه با افراد خبره و صاحب نظر (اعم از منتخب استادان دانشکده کشاورزی و باغبانی ورامین، مدیران و کارشناسان محلی ادارات کشاورزی و منابع طبیعی ورامین و همچنین منتخب کشاورزان و

معتمدین محلی آشنا به موضوع)، پنج متغیر "نرخ آب بهای کشاورزی"، "وضعیت کیفیت آب"، "وضعیت نظارت بر میرآب‌ها"، "وضعیت حق‌آبه راه‌سازی شده از سد و کانال‌ها" و "وضعیت کانال‌های آب" به‌عنوان عوامل مهم اثرگذار بر تصمیمات مربوط به تقاضای آب کشاورزان (با فرض ثبات سایر شرایط)، شناسایی و انتخاب شدند.

سطوح متغیرها (با کسب نظر از خبرگان و صاحب‌نظران مربوطه) به‌نحوی انتخاب شد که تلفیق هریک از آنها با یکدیگر، نسخه‌های متفاوت از ترجیحات افراد را آشکار می‌ساخت.

با توجه به تعداد متغیرها و سطوح آنها، ۴۸ ترکیب یا جایگزین ممکن برای انتخاب به دست آمد. به‌دلیل محدودیت‌های مترتب بر پژوهش‌های میدانی، به کمک معیار «دی-بینه» تعداد ۲۱ سؤال بر مبنای متغیرها و سطوح موجود انتخاب شد که در ۷ مجموعه انتخاب سه گزینه‌ای ترکیب شدند. پس از توزیع ۲۰ پرسشنامه اولیه در میان منتخبین و معتمدین آشنا به موضوع و اعمال بازخوردهای دریافت شده در پرسشنامه نهایی، تعداد ۲۵۰ پرسشنامه تهیه و در میان جامعه هدف توزیع شد از کل پرسشنامه‌های توزیع شده، ۲۱۷ پرسشنامه جمع‌آوری شد (حدود ۸۶ درصد) که با توجه به اینکه هریک از پرسش‌شوندگان به ۷ سؤال سه آلترناتیوی پاسخ دادند در مجموع ۴۵۵۷ مشاهده به‌دست آمد.

شایان ذکر است، در این مرحله به‌دلیل ضرورت مبادله ذهنی بین آلترناتیوها توسط پرسش‌شوندگان و همچنین برای اجتناب از تورش احتمالی، در ابتدا هریک از پرسش‌شوندگان در مورد ابعاد و چگونگی پاسخ دهی به پرسشنامه، توجیه شدند.

به‌منظور سنجش معناداری متغیرهای دموگرافیک (ویژگی‌های فردی) در الگوی تخمین، آزمون «استقلال از آلترناتیوهای نامرتب» با استفاده از آزمون هاسمن مورد ارزیابی قرار گرفت. با توجه به خروجی حاصل شده از نرم افزار STATA 14، آماره کای‌دو با $ch_2 = 0.8$ و سطح معنی داری $p\text{ value} = 0.81$ حاصل شد و لذا فرضیه استقلال از آلترناتیوهای نامرتب مورد تأیید قرار گرفت و بنابراین، گنجاندن متغیرهای دموگرافیک (ویژگی‌های فردی) در الگوی تحلیلی به لحاظ آماری بی‌معنا برآورد شد و لذا الگو تنها براساس ویژگی‌های محصول و بدون متغیرهای غیردموگرافیک تصریح و برآورد شد. نتایج برآوردهای صورت گرفته نشان داد که متغیرهای نرخ آب بهای کشاورزی، وضعیت کیفیت آب، وضعیت نظارت بر میرآب‌ها، وضعیت حق‌آبه راه‌سازی شده از سد و کانال‌ها و وضعیت کانال‌های آب، اثر معناداری در تصمیمات کشاورزی کشاورزان دارد؛ به‌نحوی که هرگونه کاهش نرخ آب بهای کشاورزی، ارتقاء وضعیت کیفیت آب، تشدید نظارت بر میرآب‌ها، تضمین حق‌آبه راه‌سازی شده از سد و کانال‌ها، و بهسازی و گسترش کانال‌های آب، موجب ازدیاد سطح مطلوبیت کشاورزان ورامینی خواهد شد.

در زمینه تمایل به پرداخت متغیرها (با لحاظ کردن متغیر نرخ آب بهای کشاورزی به عنوان متغیر پولی نرمال کننده)، یافته‌های تحقیق، نشان داد که متغیر "وضعیت حق‌آبه رهاسازی شده از سد و کانال‌ها" در سبد ترجیحات پرسش شوندگان (کشاورزان)، بیشترین اهمیت را دارد؛ به نحوی که آن‌ها حاضرند بیشترین هزینه را برای تضمین تأمین و دریافت آب در فصول کم بارش سال (۵۸ درصد آب بهای بیشتر برای تضمین حق‌آبه در فصول کاشت و داشت) بپردازند. در مقابل، متغیر "وضعیت نظارت بر میرآب‌ها"، کمترین اهمیت را در سبد ترجیحات پرسش شوندگان (کشاورزان) دارد؛ به نحوی که حاضرند تنها معادل ۱۱ درصد بیشتر برای تشدید نظارت بر میرآب‌ها بپردازد.

از سوی دیگر، محاسبات مربوط به احتمال انتخاب سطوح متغیرها نشان داد: الف) احتمال انتخاب قیمت فعلی آب، معادل ۵۵ درصد است؛ ب) احتمال انتخاب آب با کیفیت بالاتر، ۶۳ درصد است؛ ج) احتمال انتخاب نظارت متمرکز دولتی بر عملکرد میرآب‌ها معادل ۵۷ درصد است؛ د) احتمال اهتمام به دریافت آب کافی در فصول تابستان (فصول گرم سال)، معادل ۸۱ درصد است؛ و) احتمال توجه به ترمیم و گسترش کانال‌ها معادل ۶۰ درصد است.

در زمینه ارائه توصیه‌های سیاستی، پیشنهاد می‌گردد که از سوی سیاستگذاران، توجه جدی به موضوع آب کشاورزی دشت ورامین و مشخصاً ایجاد تصفیه خانه شیمیایی و بهسازی کانال‌های آبیاری شود؛ بویژه آنکه محصولات کشاورزی این دشت به عنوان یکی از منابع اصلی تأمین غذایی کلان شهر تهران محسوب می‌شود که هر گونه اهمال علاوه بر وارد ساختن لطمات جبران ناپذیر بر روی سلامتی شهروندان تهرانی (به واسطه نفوذ فلزات سنگین به محصولات کشاورزی)، در بلندمدت، موجبات کم‌بازرسی شدن زمین‌های حاصلخیز منطقه (به واسطه انباشت فلزات سنگین در خاک) خواهد شد.

References

- Arab, Mohammad, Fatahi Ardakani, Ahmed and Masoudi Thani, Masoud (2017). Investigating and analyzing the socio-economic and environmental effects of lack of sufficient surface water supply from the perspective of farmers, case study: Varamin Plain-Mamlo Dam. *Water and Sustainable Development*, 5(1), 1-6. [In Persian]
- Barkan, Mohammad, Kayani, Gholamhossein, Akbari, Nematullah, & Rahimi, Dariush (1402). Analysis of the behavioral pattern of the users of underground water resources in the agricultural sector (Case study of Varamin Plain). *Economic Research*, 58(2), 185-206. [In Persian]
- Bastani, Mehdi, Saleh Nia, Narges, Mir Bagheri, & Seyed Shahab (1400). Estimating the economic value of water by calculating the willingness of citizens of Mashhad to pay for surplus agricultural water for drinking purposes. *Irrigation and Drainage*, 15(6), 1468-1459. [In Persian]
- Baghestani, Maryam, & Sabeti, Mansour (1389). Measuring farmers' willingness to pay for underground water in Ramjard region: application of CVM method, *Agricultural Economics*, Vol. 4, No. 3, 41-64. [In Persian]
- Burton, M, Cooper, B, & Crase, L. (2020). Analysing irrigation farmers' preferences for local governance using a discrete choice experiment in India and Pakistan. www.mdpi.com/journal/water.
- Chu, L, & Grafton, Q. (2021). Dynamic water pricing and the risk adjusted user cost (RAUC). *Water Resources and Economics*. 35(1): 1-12.
<https://doi.org/10.1016/j.wre.2021.100181>.
- Hausman J, & McFadden D. (1984). Specification tests for the multinomial logit model. *Econometrica*. 52, 1219-1240.
- Hellwig, M, & Polk, A. (2021). Do political links influence water prices? Determinants of water prices in Germany. *Utilities Policy*. Vol. 70, June 2021, 101184.
- Jalili Kamjo, Seyed Parvez. (2017). Evaluating the economic value of extracting underground water resources by farmers. *Environmental Research*, Year 9, No. 17, Spring and Summer 2017, 95-110. [In Persian]
- Lancaster, K.J. (1966). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, 74(2): 132-157.
- Philippe Venot, Jean, Molle, F., & Courcier, Remy. (2008). Dealing with Closed Basins: The case of the Lower Jordan River Basin. *International Journal of Water Resources Development* Volume 24, 2008.
<https://doi.org/10.1080/07900620701723703>
- Shaygan Fard, Hojatolah, Mehrara, Mohsen, & Abdoli, Kahraman. (1400). Evaluating and extracting bank depositors' willingness to pay towards ethical banking using discrete choice test technique. *Economic policy*, 13th. year, 26th. issue, autumn and winter 1400. [In Persian]

- Shaygan Fard, Hojatolah, Mehrara, Mohsen. (1399). Evaluation of investors' preferences in receiving facilities using the discrete choice test method. *Monetary and banking research*, year 13, No. 43, 120-99. [In Persian]
- Turner, D., Tarrant, C., Windridge, K., Bryan, S., Boulton, M., Freeman, G., & Baker, R. (2007). Do patients' value continuity of care in general practice? An investigation using stated preference discrete choice experiments. *J Health Serv Res Policy*, 12(3), 132-7.
- Zahtabian, Gholamreza, Alavi Panah, Seyyed Kazem, Jafari, Mohammad, & Rafiei Imam, Ammar. (2013). Investigating the underground water of Varamin plain for irrigation of agricultural lands. *Geographical Researches*, No. 48, summer 2013, 91-102. [In Persian]
- Zetland, D. (2021). The role of prices in managing water scarcity. *Water Security*, 12(1): 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.wasec.2020.100081>.
- .

Assessing Farmers' Preferences in using Water Resources in Varamin Plain, Iran A Discrete Choice Experiment Technique

Mohsen Mehrara

Hojatolah Shayeghanfard

Received: 2024/2/3

Accepted: 2024/4/14

Aim and Introduction

Tehran province and its southeastern area (Varamin Plain) is a clear example of the dire situation in the country in terms of water scarcity. While the average rainfall in this area has always been declining in recent years, agricultural practice in this area is facing a difficult situation due to digging unauthorized wells, lack of clear water rights for the upstream dams, as well as transferring part of the wastewater from Tehran metropolis. In the past periods, the agricultural water of Varamin plain was supplied from atmospheric precipitation, water rights of upstream rivers and canals. Due to frequent droughts and other unnatural and human factors, these resources have been replaced by other sources of supply such as agricultural wells, water rights of upstream dams and Tehran urban sewage effluents. This form of water supply during planting and farming seasons, have created many problems for the farmers in Varamin Plain. In this article, while identifying these problems, impact assessment of the most important variables on Varamini farmers' preferences in using water resources extracted from irrigation canals are discussed by applying the discrete choice test method.

Methodology

Considering the widespread use of the discrete choice test technique in extracting the preferences of goods and services for which there is no market, or the market is incomplete, in this research, in order to value and extract the willingness to pay for non-market variables (water quality, water release rights of dams and canals, the quality status of water canals and how to monitor the water flow) by considering the variable "water price" as the normalizing monetary variable, the discrete choice test technique has been used. To achieve this goal, four steps; Identification of variables and their levels, design of selection sets, distribution of questionnaires and data collection and finally implementation of statistical analysis have been done.

Findings

The signs of the estimated coefficients show that any reduction in agricultural water price, improved water quality, tightened water source monitoring, guaranteed water rights released from the dams and canals, improved and

-
1. Professor of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran (Corresponding Author).
E-mail: mmehrara@ut.ac.ir
 2. Ph. D. in Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: shayegan2010@yahoo.com

expanded water canals will increase the level of utility of Varamini farmers. In the context of farmers' willingness to pay (by including agricultural water price variable as a normalizing monetary variable), the research findings showed that the variable "water rights status released from dams and canals" is the most important one in the preferences of the respondents (farmers) who are willing to pay a higher price of 58% of water in exchange for guaranteeing the supply and receipt of water during the low rainfall seasons of the year. This shows the vulnerability of farmers and agricultural products cultivated in Varamin Plain in the face of water scarcity and drought crisis.

Discussion and Conclusion

By including the agricultural price water rate variable as a normalizing monetary variable), the findings of the research showed that "the status of water rights created by dams and canals" variable is the most important in the preferences of the respondents (farmers), as they are willing to spend the most for guaranteeing the supply and receipt of water in the low rainfall seasons of the year (paying 58% of the higher water price to guarantee water rights in the planting and harvesting seasons). On the other hand, "monitoring status of water mains" variable has the least importance in the preferences of the respondents (farmers) in such a way that they are willing to pay only 11% more for intensifying monitoring of water mains. On the other hand, the calculations related to the probability of choosing the levels of the variables showed: a) the probability of choosing the current price of water is equal to 55%. b) the probability of choosing higher quality water is 63%. c) the probability of choosing a centralized government supervision on the performance of waterworks is equal to 57%. d) The probability of trying to get enough water in the summer seasons (hot seasons) is equal to 81%. f) The probability of paying attention to the repair and expansion of the canals is equal to 60%. In addition to that, in the context of providing policy recommendations, it is suggested to pay serious attention to the issue of agricultural water in the Varamin Plain. Establishing a chemical treatment plant, and improving irrigation canals, are highly recommended since agricultural produce of this plain are considered as one of the main sources of food supply for Tehran metropolis. Otherwise, it can potentially cause detrimental damage to the health of Tehran citizens due to heavy metal penetration into agricultural produce in the long term. Any form of negligence will make the fertile lands of the region barren and uncultivable due to the accumulation of heavy metals in the soil.

Keywords: Discrete Choice Theory, Normalizing Monetary Variable, Water Quality Status, Agricultural Water Rate, Agricultural Water Canals

JEL Classification: Q1, Q41, Q48

بررسی پایداری مالی در ایران: رهیافت مدل‌های تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و پارامتر متغیر در زمان

حسین عقلی‌فر^۱خسرو پیرایی^۲هاشم زارع^۳مهرزاد ابراهیمی^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۳۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۲۱

چکیده

سیاست مالی و پایداری مالی، دو موضوع به هم پیوسته‌اند. دولت از سیاست مالی به عنوان ابزاری برای دستیابی به ثبات اقتصادی استفاده می‌کند. از طرفی، پایداری مالی، تضمین می‌کند که دولت توانایی مدیریت مخارج خود، بدون افزایش بدهی، در بلندمدت را دارد. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های سالانه دوره زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۴۰۰، پایداری مالی ایران و عوامل تعیین‌کننده آن را از طریق مدل‌های مختلف واکنش مالی مانند مدل‌های با پارامتر ثابت خطی و غیرخطی، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، مدل با پارامتر متغیر در زمان و مدل شامل متغیرهای کنترل، مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌گیرد. نتایج برآورد مدل‌های واکنش مالی با پارامتر متغیر در زمان و تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و مدل شامل متغیرهای کنترل، نشان می‌دهد سیاست مالی در ایران، ناپایدار است. براساس نتایج برآورد، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، ماندگاری رژیم‌های مالی ناپایدار، ۲/۵ برابر بیشتر از ماندگاری رژیم‌های مالی پایدار است و بنابراین، دولت باید تلاش کند که از طریق ایجاد مازاد بودجه، از رشد فزاینده بدهی در بلندمدت جلوگیری کند. براساس یافته‌های دیگر این پژوهش، متغیرهای شکاف تولید، مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، نسبت پیری جامعه، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نوسان نرخ ارز، نقش مهمی در پایداری مالی ایران ایفا می‌کنند.

واژگان کلیدی: سیاست مالی، پایداری مالی، رژیم مالی، مدل مارکوف-سوئیچینگ، مدل پارامتر متغیر در زمان

طبقه‌بندی JEL: C2, E6, H30, H6

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
H.aghilifar@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران (نویسنده مسئول).
Kh.piraei@gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
Hashem.zare@gmail.com
۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
mhrzad@yahoo.com

مقدمه

بودجه دولت، نقش مهمی در تثبیت اقتصاد ایفا می نماید و کسری بودجه مداوم، بی ثبات کننده اقتصاد می باشد (چوا و همکاران، ۲۰۲۱). کسری بودجه، زمانی رخ می دهد که دولت در شرایطی که منابع کافی برای تأمین هزینه های خود در اختیار ندارد، بیش از درآمدهایش هزینه نماید (آلداما و کریل، ۲۰۱۹). کسری بودجه مداوم، منجر به انباشت بدهی دولت می شود و آثار زیان باری بر اقتصاد دارد، به همین دلیل اقتصاددانان توصیه می نمایند که دولت ها با برقراری انضباط مالی و اتخاذ سیاست مالی پایدار، از رشد بدهی جلوگیری کنند (موتوکو، ۲۰۱۵).

در ادبیات موجود، سیاست مالی پایدار، به اشکال مختلف تعریف شده است. سیاست مالی پایدار، سیاستی است که در آن، دولت با تعدیل تراز اصلی بودجه، به گونه ای نسبت به تغییرات بدهی، واکنش نشان می دهد که نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی در طول زمان به سمت صفر همگرا شود (آفونسو و جالس، ۲۰۱۷؛ آثرباخ و گورودنیچنکو، ۲۰۱۷؛ راجاکارنا و سواردی، ۲۰۲۲). سیاست مالی در صورتی پایدار است که در چهارچوب محدودیت بودجه بین-زمانی دولت اجرا شود؛ به آن معنی که ارزش فعلی مازاد بودجه های آتی، باید برابر یا بیش از سطح بدهی عمومی فعلی باشد (کو و موریتا، ۲۰۱۵؛ آثرباخ و گورودنیچنکو، ۲۰۱۷؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱). سیاست مالی، زمانی پایدار است که افزایش در مخارج با افزایش در درآمدها تناسب داشته باشد (موتوکو، ۲۰۱۵؛ ایمرهوروگلو و همکاران، ۲۰۱۹).

از طرفی، سیاست مالی ناپایدار، منجر به بحران های مالی زیادی مانند بدهی انفجاری، شکست بخش های مالی، تخصیص ناکارآمد منابع، بی ثباتی نرخ تورم، نوسان های زیاد نرخ بهره، کاهش ارزش پول ملی در اقتصاد می شود (آلداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹؛ راجاکارنا و سواردی، ۲۰۲۲). سیاست مالی ناپایدار، به رفاه عمومی نیز آسیب می زند و بدهی های عمومی بیش از حد، می تواند نسل های آتی را نیز تحت تأثیر قرار دهد (مائباشی، ۲۰۲۳).

کسری بودجه دولت، امری غیرطبیعی نیست و امکان وقوع آن به طور موقت، در همه کشورهای جهان وجود دارد، اما آنچه ایران را از سایر کشورها متفاوت می کند، کسری بودجه همیشگی و

1. Chua et al. (2021)

2. Aldama & Creel (2019)

3. Mutuku (2015)

۴. تراز اصلی بودجه دولت، عبارت است از تراز کلی بودجه منهای سود پرداختی بابت بدهی های دولت. به عبارت دیگر، تراز اصلی بودجه، از کم کردن مخارج دولت (به استثنای سود پرداختی)، از درآمدهای دولت حاصل می گردد.

5. Afonso & Jalles (2017)

6. Auerbach & Gorodnichenko (2017)

7. Rajakaruna & Suardi (2022)

8. Ko & Morita (2015)

9. Imrohoroglu et al. (2019)

10. Maebayashi (2023)

ساختاری است که همواره وجود داشته است. یک دلیل مهم کسری بودجه مداوم در ایران، وابستگی درآمد دولت به فروش نفت می‌باشد (زارعی و جلالی‌نائینی، ۱۳۹۲؛ کمیجانی و گودرزی‌فراهانی، ۱۳۹۴). طبیعتاً زمانی که درآمدهای نفتی کاهش یابد، دولت در پرداخت هزینه‌های خود با مشکل مواجه شده و ناگزیر از وام گرفتن و استقراض می‌شود.

پژوهش‌های انجام شده در مورد کشور ایران، نشان می‌دهد سیاست مالی اجرا شده، تثبیت‌کننده اقتصاد و پایدار نبوده است و بی‌ثباتی را به‌ویژه پس از شوک‌های اقتصادی، افزوده است (زارعی، ۱۳۹۴؛ عقیلی‌فر و همکاران، ۱۴۰۱). از این‌رو، درک چشم‌انداز پایداری مالی در اقتصاد ایران که از بدهی بالا و کسری مداوم رنج می‌برد، مهم و ضروری می‌باشد.

پژوهش‌های انجام‌شده در مورد کشور ایران، بیشتر به ارزیابی پایداری مالی از طریق مدل‌های خطی واکنش مالی استاندارد با پارامتر ثابت پرداخته‌اند؛ اما امکان غیرخطی بودن رابطه بین بدهی عمومی و تراز اصلی بودجه و همچنین، امکان واکنش متغیر تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی عمومی در طول زمان را مورد توجه قرار نداده‌اند. در این پژوهش، سعی بر این بوده است که این خلأ را پر کند.

هدف‌ها از این پژوهش، عبارتند از: ارزیابی پایداری سیاست مالی در ایران از طریق مدل‌های واکنش مالی خطی و غیرخطی استاندارد با پارامتر ثابت، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ^۱، مدل با پارامتر متغیر در زمان^۲ و مدل شامل متغیرهای کنترل و مقایسه مدل‌های مختلف با هم و ارزیابی اثر متغیرهای کنترل مانند مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، شکاف تولید، نوسان نرخ ارز، نرخ تورم، نسبت پیری جامعه، نسبت جمعیت فعال، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی، بر پایداری مالی در ایران.

ساختار پژوهش حاضر در ادامه، به شرح زیر می‌باشد: در بخش دوم، مرور ادبیات پژوهش؛ در بخش سوم، واقعیات آشکار شده در خصوص پایداری مالی در ایران؛ در بخش چهارم، مبانی نظری؛ در بخش پنجم، معرفی داده‌ها و منابع آنها؛ در بخش ششم، یافته‌های پژوهش و در بخش پایانی، بررسی نتایج پژوهش و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲. مرور ادبیات پژوهش

در زمینه پایداری مالی، پژوهش‌های خارجی و داخلی زیادی انجام شده است که در ادامه، به برخی از مهم‌ترین این پژوهش‌ها اشاره می‌گردد.

کو و موریتا (۲۰۱۵)، در پژوهشی، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری سه متغیره مارکوف-سوئیچینگ را در مورد کشور ژاپن مورد برآورد قرار دادند و شواهدی از وجود دو رژیم مالی پایدار و ناپایدار در ژاپن یافتند که طول دوره رژیم مالی ناپایدار، بیش از رژیم مالی پایدار می‌باشد. همچنین، بر اساس نتایج این پژوهش، پایداری مالی، از طریق رشد اقتصادی بیشتر، بهبود می‌یابد.

1. Markov-switching

2. Time-Varying parameter

آذربایخ و گورودنیچنکو (۲۰۱۷)، اثر شوک‌های سیاست مالی را در مطالعه گرفتند و به این نتیجه رسیدند که شوک مخارج دولت در دوره رکود اقتصادی، اثر مثبت و معنی‌دار، بر رشد اقتصادی و اثر منفی و معنی‌دار، بر بدهی عمومی دارد و بنابراین، پایداری مالی را بهبود می‌بخشد. نگوین و همکاران^۱ (۲۰۱۷)، تابع واکنش مالی با پارامتر متغیر در زمان را در چهارچوب مدل فضا-حالت^۲، برای ایالات متحده مورد برآورد قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که سیاست مالی در ایالات متحده تا سال ۲۰۰۵، پایدار و پس از آن ناپایدار بوده است.

آفونسو و جالس (۲۰۱۷)، در پژوهشی در مورد ۱۱ کشور منطقه یورو، به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی در بلژیک، فرانسه، آلمان و هلند پایدار می‌باشد و براساس نتایج مدل با پارامتر متغیر در زمان، بحران مالی جهانی در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹، اثر منفی معنی‌داری بر پایداری مالی داشته است. همچنین، قواعد مالی مخارج-محور، نقش مهمی در پایداری مالی ایفا می‌نماید.

آلداما و کریل (۲۰۱۷)، در پژوهشی، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ را در مورد کشور فرانسه مورد برآورد قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که سیاست مالی می‌تواند به صورت دوره‌ای ناپایدار باشد اما همچنان پایداری مالی در بلندمدت برقرار شود. همچنین، براساس یافته‌های این پژوهش، پایداری مالی در کل دوره مورد بررسی، به دو عامل احتمال‌های انتقال بین رژیم‌های پایدار و ناپایدار و همچنین، طول زمان مورد انتظار رژیم‌های پایدار و ناپایدار بستگی دارد. این نویسندگان در سال ۲۰۱۹، نیز در پژوهشی مشابه در مورد ایالات متحده، به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی در ایالات متحده از سال ۱۹۴۰ پایداری سراسری^۳ یا بلندمدت داشته است.

ماکیویچ-لیزیاک و لیزیاک^۴ (۲۰۱۹)، در پژوهشی در مورد کشورهای اتحادیه اروپا، روش جدیدی برای آزمون پایداری مالی ارائه دادند که در آن، واکنش نرخ بهره حقیقی نسبت به تغییرات بدهی عمومی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که پایداری مالی در تعدادی از کشورهای اروپایی با ریسک مواجه می‌باشد، درحالی‌که توابع واکنش مالی استاندارد، سیاست مالی آن کشورها را ناپایدار نشان می‌دهد.

در پژوهش راموس-هررا و پراتس^۵ (۲۰۲۰)، در مورد ۲۰ کشور اتحادیه اروپا، این نتیجه حاصل شد که سیاست مالی در کشورهای مورد بررسی، در کوتاه‌مدت، پایدار است؛ اما در بلندمدت، پایداری مالی آنها با چالش مواجه است. همچنین، در بلندمدت، اگر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی تا ۹۳ درصد باشد، سیاست مالی، پایدار می‌باشد، اما اگر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی بیش از ۹۳ درصد باشد، پایداری مالی حفظ نمی‌شود.

-
1. Nguyen et al. (2017)
 2. state-space
 3. global sustainability
 4. Mackiewicz-Lyziak & Lyziak (2019)
 5. Ramos-Herrera & Prats (2020)

چوا و همکاران (۲۰۲۱)، با انجام پژوهشی در مورد کشور سریلانکا، دو رژیم مالی را در سیاست مالی سریلانکا مورد شناسایی قرار دادند، یک رژیم ناپایدار با ضریب نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی منفی و غیرمعنی دار و یک رژیم پایدار با ضریب نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی مثبت و معنی دار؛ اما، سیاست مالی سریلانکا در بلندمدت، ناپایدار می‌باشد.

راجاکارنا و سوآردی (۲۰۲۲)، در پژوهشی در مورد سه کشور سریلانکا، هند و پاکستان، به این نتیجه دست یافتند که سیاست مالی در هر سه کشور پایدار است؛ اما، اگر نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در سریلانکا، هند و پاکستان، به ترتیب، از ۷۸، ۶۷ و ۵۸ درصد تجاوز نماید، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد و حفظ پایداری مالی دشوار می‌گردد.

لیو و ژائو (۲۰۲۳)، در پژوهشی در مورد استان‌های کشور چین، به این نتیجه رسیدند که پیری جامعه، از طریق افزایش هزینه‌های مراقبت و تأمین اجتماعی سالمندان، در روند پایداری مالی اخلاص ایجاد می‌کند، یعنی هر چه جامعه پیرتر می‌شود، پایداری مالی کمتر می‌گردد. همچنین، اثر منفی پیری جامعه بر پایداری مالی، در استان‌های توسعه‌یافته، بیشتر از استان‌های کمتر توسعه‌یافته است. در پژوهش‌های داخلی نیز، افشاری و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۸ اقتصاد ایران، پایداری سیاست مالی را مورد آزمون قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که سیاست مالی در ایران، پایدار نیست و دولت‌ها در ایران، از درآمدها برای جبران کسری بودجه و بازپرداخت بدهی استفاده نکرده‌اند.

خیابانی و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی به بررسی پایداری مالی ایران طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ پرداختند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که سیاست مالی دولت در ایران در وضعیت پایداری قرار ندارد و پایداری مالی در ایران، تنها با استفاده از درآمدهای حاصل از حق‌الضرب و پولی کردن بدهی قابل تأمین می‌باشد.

زارعی و جلالی‌نائینی (۱۳۹۲)، در پژوهشی، پایداری مالی در ایران را بین سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ مورد ارزیابی قرار دادند. بر اساس یافته‌های این پژوهش، سیاست مالی در ایران پایدار نمی‌باشد و دولت نتوانسته درآمدهای لازم برای تأمین مالی مخارج خود را فراهم نماید.

کمیجانی و فراهانی (۱۳۹۴)، در پژوهشی به بررسی پایداری سیاست مالی در ایران در سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ پرداختند و به این نتیجه دست یافتند که وضعیت پایداری مالی دولت در ایران، بسته به نوع جریان درآمدی دولت متفاوت می‌باشد. اگر درآمد دولت تنها شامل درآمدهای مالیاتی باشد، پایداری مالی ضعیف است، اگر درآمد دولت شامل درآمدهای مالیاتی و نفتی باشد، پایداری مالی قوی می‌باشد و اگر درآمد دولت شامل درآمدهای مالیاتی و نفتی و حق‌الضرب باشد، ناسازگاری در پایداری مالی نتیجه می‌شود.

فلاحی و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهشی، پایداری مالی و شوک‌های مالی را در ایران در سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۳ مورد ارزیابی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که پایداری مالی در ایران برقرار نیست و در شرایط افزایش بدهی، رشد مخارج دولت بیش از درآمد دولت می‌باشد. زارعی (۱۳۹۷)، در پژوهشی در مورد کشور ایران، به این نتیجه دست یافت که سیاست مالی در ایران، بدون در نظر گرفتن درآمد نفت، ناپایدار می‌باشد. اما، با در نظر گرفتن درآمد نفت، تنها در سالهای ۱۹۹۷ و ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۲ پایداری مالی برقرار بوده است. ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹)، در پژوهشی، پایداری سیاست مالی دولت ایران در دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۶ را مورد آزمون قرار داد و به این نتیجه رسیدند که سیاست مالی دولت در ایران، صرف‌نظر از نوع رژیم مالی، ناپایدار است و در جهت بازپرداخت بدهی استفاده نشده است. در پژوهش حاضر، مدل‌های مختلف پایداری مالی شامل مدل‌های خطی و غیرخطی استاندارد با پارامتر ثابت، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، مدل با پارامتر متغیر در زمان و مدل شامل متغیرهای کنترل، مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌گیرد. علاوه بر این، در این پژوهش اثر متغیرهای کنترلی مانند مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، شکاف تولید، نوسان نرخ ارز، نرخ تورم، نسبت پیری جامعه، نسبت جمعیت فعال، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی، بر پایداری مالی در ایران مورد ارزیابی و سنجش قرار می‌گیرد.

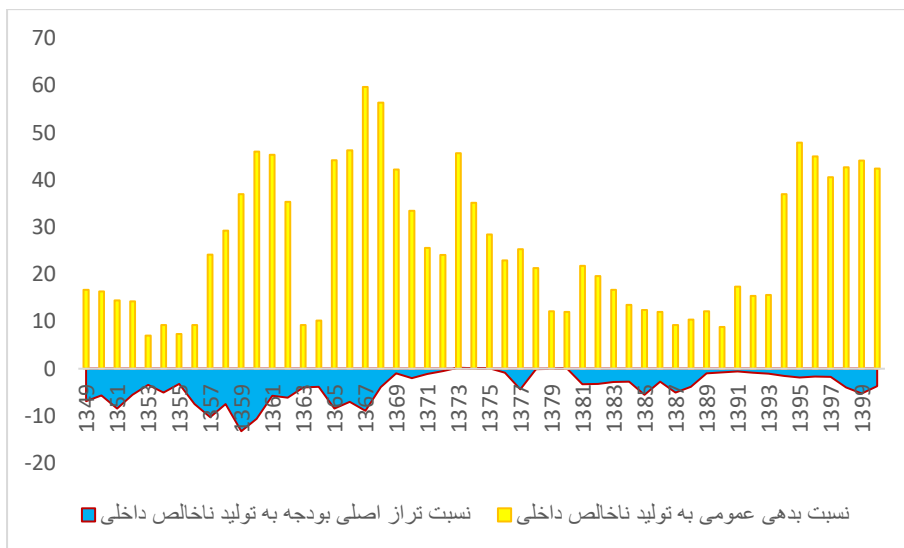
۳. واقعیات آشکار شده درخصوص پایداری مالی در ایران

۳-۱. نسبت بدهی دولت و تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی

بر مبنای آمارهای صندوق بین‌المللی پول، نسبت مجموع بدهی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، از رقم ۱۶/۷ درصد در سال ۱۳۴۹، به رقم ۴۲/۴ درصد در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است. از طرفی، میانگین کسری بودجه دولت طی سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۴۰۰، رقم ۳/۸- درصد از تولید ناخالص داخلی می‌باشد. بنابراین، کسری بودجه مداوم، همواره گریبان‌گیر اقتصاد ایران بوده است. در شکل ۱، نسبت تراز اصلی بودجه و بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی نشان داده شده است. تراز اصلی بودجه در قریب به اتفاق سال‌های مورد بررسی، رقم مثبتی را ثبت نکرده است و بیشترین کسری بودجه مربوط به سال‌های ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ می‌باشد.

نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، نوسان‌های شدیدی را تجربه کرده و از سال ۱۳۸۷ به بعد، روند صعودی را نشان می‌دهد. با توجه به شکل ۱، در سال‌هایی که کسری بودجه بیشتر (کمتر) شده، بدهی دولت افزایش (کاهش) یافته است. بنابراین، دلیل افزایش بدهی دولت در ایران، بیشتر تأمین مالی کسری بودجه می‌باشد. استقراض دولت و افزایش بدهی به منظور تأمین کسری

بودجه دولت، فضای مالی^۱ لازم برای اجرای سیاست مالی بهینه را محدود می‌سازد و این امر ثبات اقتصاد کلان را در مواجهه با شوک‌های برونزا در معرض تهدید قرار می‌دهد (احمد و همکاران^۲، ۲۰۲۱).



شکل ۱: نسبت بدهی دولت و تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی (درصد)

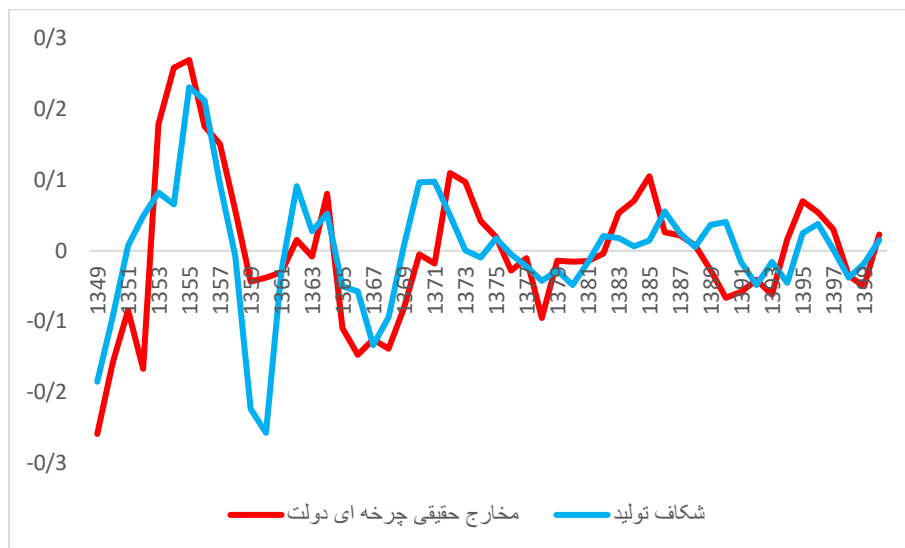
(منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از داده‌های صندوق بین‌المللی پول)

۲-۳. شکاف تولید و مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت

شکاف تولید، جزء چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی حقیقی و مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، جزء چرخه‌ای مخارج حقیقی دولت می‌باشد که هر دو، از طریق فیلتر هادریک-پرسکات^۳ با پارامتر هموارسازی^۴ عدد ۱۰۰ محاسبه می‌گردد. شکل ۲، سری‌های زمانی شکاف تولید و مخارج حقیقی چرخه‌ای دولت را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در سال‌های متعدد، مخارج حقیقی چرخه‌ای دولت، بیشتر از شکاف تولید می‌باشد، به‌طوری‌که، در سال‌های ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ که بیشترین کسری بودجه وجود داشته است، مخارج حقیقی چرخه‌ای دولت بسیار بیشتر از شکاف تولید می‌باشد. از طرفی، شکل ۲ نشان می‌دهد، نمودار مخارج چرخه‌ای دولت، با اندکی وقفه زمانی، نمودار شکاف تولید را دنبال می‌نماید، به عبارت دیگر، دولت، با افزایش موقت درآمد، مخارج خود را افزایش و با

۱. فضای مالی (fiscal space)، به آن معنی است که دولت در انتخاب ابزارهای سیاست مالی خود، انعطاف‌پذیری دارد. به عبارت دیگر، فضای مالی دولت، بیانگر رفاه مالی دولت می‌باشد (احمد و همکاران

کاهش موقت درآمد، مخارج خود را کاسته است. بنابراین، سیاست مالی اجرا شده در ایران، تثبیت-کننده نمی‌باشد و پایداری مالی و ثبات اقتصاد کلان را در مواجهه با شوک‌های برونزا، در معرض خطر قرار می‌دهد.



شکل ۲: شکاف تولید و مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت محاسبه شده توسط فیلتر هادریک-پرسکات با پارامتر هموارسازی عدد ۱۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش با استفاده از داده‌های صندوق بین‌المللی پول)

۴. مبانی نظری

سیاست مالی ناپایدار، منجر به بی‌ثباتی در اقتصاد کلان می‌شود و اقتصاد را در مواجهه با شوک‌های برونزا، آسیب‌پذیر می‌نماید (راجاکارنا و سواردی، ۲۰۲۲). کسری بودجه زیاد و حجم بدهی عمومی بالا، دو مشخصه سیاست مالی ناپایدار می‌باشد (آلداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹). به همین دلیل، تأمین مالی پایدار برای دولت‌ها بسیار حائز اهمیت است. سنجش پایداری مالی در پژوهش‌ها، عموماً از سه روش انجام می‌شود.

اول، آزمون‌های ساکن‌پذیری است که در آن وجود ریشه واحد در سری متغیرهای مالی مانند نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و نسبت تراز اصلی به تولید ناخالص داخلی، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

دوم، آزمون‌های هم‌انباشتگی است که در آن هم‌انباشتگی بین درآمدها و مخارج دولت مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر دو متغیر مالی با هم، هم‌انباشته نباشند، سیاست مالی ناپایدار است.

سوم، آزمون پایداری مالی از طریق توابع واکنش مالی است که در آن، واکنش تراز بودجه اصلی نسبت به بدهی عمومی مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر این واکنش، معنی‌دار و مثبت باشد، سیاست

مالی پایدار است؛ به این معنی که نوعی مکانیزم تعدیل بدهی وجود دارد که مانع از افزایش بیش از حد بدهی عمومی می شود (موتوکو، ۲۰۱۵؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱؛ لوی ییاتی و استرنزنگر، ۲۰۲۳).

در پژوهش حاضر، از روش سوم یعنی برآورد توابع واکنش مالی استفاده می شود. روابط بین متغیرها و مبانی نظری مربوط به پایداری مالی مبتنی بر مدل های استاندارد خطی و غیرخطی، پایداری مالی مبتنی بر مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و پایداری مالی مبتنی بر مدل با پارامتر متغیر در زمان در ادامه ارائه می گردد.

۴-۱. پایداری مالی مبتنی بر مدل های استاندارد خطی و غیرخطی

پایداری مالی را می توان با در نظر گرفتن محدودیت بودجه و از طریق بررسی روند نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، مورد ارزیابی قرار داد (چوا و همکاران، ۲۰۲۱). محاسبات مربوط به پایداری مالی مبتنی بر مدل های استاندارد از رابطه بازگشتی^۲ حاکم بر پویایی نسبت بدهی آغاز می شود:

$$d_t = (1 + \lambda_t)d_{t-1} - s_t \quad (1)$$

که در آن: d_t ، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در سال t ؛ s_t ، نسبت تراز اصلی بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی در سال t ؛ و λ_t ، مکانیزم اصلاح بدهی دولت می باشد که به صورت $\lambda_t = \frac{i_t - r_t}{1 + Y_t} = \frac{r_t - g_t}{1 + g_t}$ تعریف می شود که در آن: i_t ، نرخ بهره اسمی در دوره t ؛ r_t ، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اسمی در سال t ؛ g_t ، نرخ بهره حقیقی در سال t ؛ و Y_t ، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی در سال t می باشد (موتوکو، ۲۰۱۵؛ نگوین و همکاران، ۲۰۱۷؛ آلداما و کریل، ۲۰۱۷). اگر معادله دیفرانسیل ۱ حل شود، جواب به صورت رابطه ۲ است:

$$d_N = d_0 \prod_{t=1}^N (1 + \lambda_t) - \sum_{t=1}^N [\prod_{i=t+1}^N (1 + \lambda_i)] s_t \quad (2)$$

اگر λ_t ثابت فرض شود، روابط ۱ و ۲، به ترتیب، به صورت روابط ۳ و ۴ تغییر می کند:

$$d_t = (1 + \lambda)d_{t-1} - s_t \quad (3)$$

$$d_N = d_0(1 + \lambda)^N - \sum_{t=1}^N (1 + \lambda)^{N-t} s_t \quad (4)$$

اگر مقدار d_0 را از رابطه ۴ محاسبه نماییم:

$$d_0 = (1 + \lambda)^{-N} d_N + \sum_{t=1}^N (1 + \lambda)^{-t} s_t \quad (5)$$

بر اساس رابطه ۵، بدهی اولیه با بدهی پایانی و تراز اصلی بودجه مرتبط است. با توجه به شرط بازی غیر-پونزی^۴، بخش اول از طرف راست رابطه ۵، در حد به سمت صفر میل می کند

1. Levy Yeyati & Sturzenegger (2023)

2. recursive equation

۳. نگاه کنید به: موتوکو (۲۰۱۵)، نگوین و همکاران (۲۰۱۷)، آلداما و کریل (۲۰۱۷) و چوا و همکاران (۲۰۲۱).

۴. شرط بازی غیر-پونزی (No-Ponzi game)، مستلزم آن است که بدهی عمومی اولیه به وسیله جمع مازادهای بودجه تنزیل شده آتی، جبران شود (آلداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹).

$(\lim_{N \rightarrow \infty} (1 + \lambda)^{-N} d_N = 0)$. بنابراین، شرط محدودیت بودجه بین دوره‌ای دولت $(d_0 =)$ حاصل می‌شود که به عنوان شرط بازپرداخت بدهی^۱ نیز شناخته می‌شود و زمانی برقرار است که بدهی جاری دولت به وسیله ارزش فعلی مازاد بودجه‌های آتی جبران شود. به عبارت دیگر، سیاست مالی وقتی پایدار است که نرخ رشد نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی با نرخ رشد نسبت مازاد اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی، برابر باشد (آثر باخ و گورودنیچنکو، ۲۰۱۷؛ راجاکارنا و سوارادی، ۲۰۲۲).

از طرفی، با توجه به رابطه ۳:

$$d_t - d_{t-1} = \lambda d_{t-1} - s_t \quad (۶)$$

و با توجه به رابطه ۶ برای اینکه نسبت بدهی عمومی بدون تغییر باقی بماند، باید:

$$s_t = \lambda d_{t-1} \quad (۷)$$

با شروع از یک سطح مشخص بدهی، رابطه ۷، یک تابع واکنش مالی است که نسبت تراز اصلی بودجه مورد نیاز برای اینکه نسبت بدهی بدون تغییر باقی بماند را تعیین می‌نماید. در این بخش، در برآورد تجربی مدل، ابتدا به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵)، آلداما و کریل (۲۰۱۷) و ۲۰۱۹، راموس-هررا و پراتس (۲۰۲۰) و چوا و همکاران (۲۰۲۱) از تابع رابطه ۸ استفاده می‌گردد:

$$s_t = \alpha + \gamma d_{t-1} + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (۸)$$

که در آن، s_t نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی اصلی، d_{t-1} نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، p_t شکاف تولید (نوسانات موقت در درآمد دولت) و q_t مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت (نوسانات موقت در مخارج دولت) است. به پیروی از نگوین و همکاران (۲۰۱۷)، آلداما و کریل (۲۰۱۷) و ۲۰۱۹ و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، به جای بدهی دوره جاری d_t از بدهی دوره قبل d_{t-1} ، به عنوان متغیر اثرگذار بر تراز اصلی بودجه استفاده می‌شود؛ زیرا بازپرداخت بدهی، به طور معمول، در دوره‌های بعد اتفاق می‌افتد.

اگر γ مثبت باشد، دولت در واکنش به افزایش بدهی، تراز اصلی بودجه را می‌افزاید که به آن معنی است که دولت سیاست مالی پایداری را در پیش گرفته است. به پیروی از نگوین و همکاران (۲۰۱۷)، آلداما و کریل (۲۰۱۷) و ۲۰۱۹ و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، p_t و q_t به ترتیب، از طریق روابط $p_t = (1 - \gamma_t / \gamma_t^*) (g_t^* / \gamma_t)$ و $q_t = (g_t - g_t^*) / \gamma_t$ محاسبه می‌گردد؛ که در آن، g_t و γ_t به ترتیب، مخارج و درآمد دولت در زمان t و همچنین g_t^* و γ_t^* به ترتیب، روند آنها می‌باشد که از طریق فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه می‌گردد.

در ادامه، به پیروی از آلداما و کریل (۲۰۱۷) و ۲۰۱۹ و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، روابط ۹ و ۱۰ که به ترتیب، روابط غیرخطی درجه دوم و سوم بین تراز اصلی و بدهی عمومی را نشان می‌دهد و رابطه ۱۱ که تابع واکنش مالی شکسته^۲ نام دارد، برآورد می‌گردد.

$$s_t = \alpha + \gamma_1 d_{t-1} + \gamma_2 d_{t-1}^2 + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (۹)$$

$$s_t = \alpha + \gamma_1 d_{t-1} + \gamma_2 d_{t-1}^2 + \gamma_3 d_{t-1}^3 + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (۱۰)$$

$$s_t = \alpha + \gamma_m \max(d_{t-1} - \bar{d}, 0) + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (۱۱)$$

در تابع واکنش مالی شکسته، رابطه ۱۱، تراز اصلی بودجه، تنها نسبت به انحرافهای مثبت بدهی از میانگین خود، واکنش نشان می‌دهد. درنهایت، برای یافتن عوامل تعیین‌کننده پایداری مالی، از رابطه ۸ به علاوه تعدادی متغیر کنترل، استفاده می‌شود:

$$s_t = \alpha + \gamma d_{t-1} + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + \sum_{j=1}^n \delta_j Z_t * d_{t-1} + v_t \quad (۱۲)$$

که در آن، Z_t مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل شامل نوسان نرخ ارز، نرخ تورم، نسبت پیری جامعه، نسبت جمعیت فعال، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی می‌باشد.

۴-۲. پایداری مالی مبتنی بر مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ

از نظر آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹)، برآورد توابع واکنش مالی خطی و غیرخطی استاندارد با پارامتر ثابت، می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به دنبال داشته باشد؛ بدین معنی که در شرایط وجود تغییرات مکرر در رژیم‌های مالی، به اشتباه، پایداری یا ناپایداری مالی را نتیجه دهد. به همین دلیل، محققان یاد شده، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، رابطه ۱۳ را پیشنهاد دادند که در پژوهش حاضر نیز، این رابطه مورد برآورد قرار می‌گیرد:

$$s_t = \alpha(m_t) + \gamma(m_t) d_{t-1} + \alpha_p(m_t) p_t + \alpha_q(m_t) q_t + v_t \quad (۱۳)$$

که در آن: m_t ، یک فرایند مارکوف دو-حالت و معرف رژیم مالی است که در آن، فرض می‌شود که تغییر رژیم مالی به صورت تصادفی و برونزا صورت می‌گیرد. مزیت مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ نسبت به مدل‌های درونزا، با پارامتر ثابت آن است که مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، به هیچ فرضی درباره علل ایجاد تغییرات در رژیم‌های مالی، وابسته نیست (آلداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱). رژیم‌های مالی، شامل دو رژیم مالی پایدار و ناپایدار می‌باشد که به صورت رابطه ۱۴ تعریف می‌شود:

$$\gamma(m_t) = \begin{cases} \gamma_S > 0 & \text{if } m_t = 1 \quad (\text{رژیم پایدار}) \\ \gamma_{NS} \leq 0 & \text{if } m_t = 0 \quad (\text{رژیم ناپایدار}) \end{cases} \quad (۱۴)$$

اگر $\gamma_S > 0$ باشد، رژیم مالی پایدار است، به آن معنی که پس از افزایش بدهی، تراز اصلی بودجه بهبود می‌یابد، اما اگر $\gamma_{NS} \leq 0$ باشد، رژیم مالی ناپایدار است، یعنی پس از افزایش بدهی، تراز اصلی بودجه نه تنها بهبود نمی‌یابد، بلکه ممکن است بدتر شود. $\gamma = (\gamma_S \ \gamma_{NS})$ یک بردار سطری شامل پارامترهای مختص هر رژیم مالی و $M_t = (m_t \ 1 - m_t)^T$ یک بردار ستونی شامل فرایند مارکوف m_t می‌باشد. بنابراین، $\gamma(m_t)$ ، یک عدد می‌باشد و به صورت رابطه ۱۵ تعریف می‌شود:

$$\gamma(m_t) \equiv \gamma M_t = (\gamma_S \ \gamma_{NS}) \times \begin{pmatrix} m_t \\ 1 - m_t \end{pmatrix} \quad (۱۵)$$

فرایند مارکوف m_t مرتبط با یک ماتریس انتقال P است که عناصر آن عبارت است از:

$$p_{ij} \equiv P(m_t = i | m_{t-1} = j) \quad , \quad (i, j) \in \{0, 1\} \quad (16)$$

به طوری که:

$$M_t = PM_{t-1} + v_t \quad , \quad v_t \equiv M_t - E_{t-1}[M_t] \quad (17)$$

فرض می شود m_t یک فرایند مارکوف ارگودیک^۲ است؛ بدان معنی که $E_t M_{t+j} = P^j M_t$ به سمت یک توزیع ارگودیک منحصربه فرد (π) همگرا می شود.

$$P^j M_t \xrightarrow{j \rightarrow +\infty} \pi \quad (18)$$

$\pi = (\pi_S \ \pi_{NS})^T$ یک بردار ستونی شامل احتمال های ارگودیک مرتبط با هر رژیم مالی است و احتمال های ارگودیک، به صورت رابطه ۱۹ تعریف می شود:

$$\pi_i = \frac{1-p_{jj}}{(1-p_{ii})+(1-p_{jj})} \quad , \quad (i, j) \in \{0, 1\} \quad (19)$$

که در آن، π_1 ، احتمال ارگودیک رژیم مالی پایدار، π_0 ، احتمال ارگودیک رژیم مالی ناپایدار و p_{ji} ، احتمال انتقال از رژیم مالی j به رژیم مالی i می باشد. با توجه به روابط ۱۵ و ۱۸، انتظارات مشروط پارامتر $\gamma(m_t)$ در زمان t ، به سمت انتظارات غیرمشروط آن، یعنی مقدار ارگودیک یا بلندمدت، همگرا می شود.

$$E_t[\gamma(m_{t+j})] = \gamma P^j M_t \xrightarrow{j \rightarrow +\infty} \gamma \pi \quad (20)$$

بنابراین، مقادیر بلندمدت پارامترهای تغییر رژیم با استفاده از احتمال های ارگودیک برآورد می شود و انحراف استاندارد مقادیر بلندمدت نیز با استفاده از انحراف استاندارد و کواریانس پارامترهای مختص هر رژیم، محاسبه می گردد. روابط ۲۱ و ۲۲ به ترتیب برآورد بلندمدت پارامترهای تغییر رژیم (α) و انحراف استاندارد آن (σ_α) را نشان می دهد (آداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱).

$$\alpha \equiv \alpha_0 \pi_0 + \alpha_1 \pi_1 \quad (21)$$

$$\sigma_\alpha \equiv \sqrt{(\sigma_{\alpha_0} \pi_0)^2 + (\sigma_{\alpha_1} \pi_1)^2 + 2cov(\alpha_0, \alpha_1)} \quad (22)$$

۳-۴. پایداری مالی مبتنی بر مدل با پارامتر متغیر در زمان

با توجه به رابطه ۸، رابطه بین تراز اصلی بودجه و بدهی عمومی در طول زمان ثابت و بدون تغییر می باشد. اما ملاحظه شکل ۱ نشان می دهد که رابطه بین تراز اصلی و بدهی عمومی در ایران در طول زمان ثابت نیست؛ بلکه متغیر می باشد، به همین دلیل، در پژوهش حاضر، از مدل واکنش مالی با

۱. Transition Matrix

۲. فرایند مارکوف (m_t) ارگودیک (ergodic) است؛ در صورتی که برای $(j, i) \in \{0, 1\}$ همزمان روابط $p_{jj} < 1$ و $p_{jj} + p_{ii} > 0$ برقرار باشد (آداما و کریل، ۲۰۱۷؛ ۲۰۱۹؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱).

پارامتر متغیر در زمان نیز استفاده می‌شود. در این پژوهش، به پیروی از گریمر و فینکه (۲۰۱۶)، نگوین و همکاران (۲۰۱۷) و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، مدل فضا-حالت با پارامتر متغیر در زمان که شامل معادله‌های علامت^۲ (رابطه ۲۲) و حالت^۳ (رابطه ۲۳) است و در آن ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی در طول زمان متغیر می‌باشد، برآورد می‌گردد:

$$s_t = \alpha + \gamma_{t-1}d_{t-1} + \alpha_p p_t + \alpha_q q_t + v_t \quad (23)$$

$$\gamma_{t-1} = \gamma_{t-2} + \varphi_{t-1} \quad (24)$$

که در آن، $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ و $\varphi_{t-1} \sim N(0, \sigma_\varphi^2)$ می‌باشد و هیچ همبستگی بین φ_t و v_t وجود ندارد. برآورد روابط ۲۳ و ۲۴ از طریق روش کالمن فیلتر^۴ انجام می‌گیرد.

۵. منابع داده‌ها

این پژوهش، ۵۲ سال داده‌های سالانه اقتصاد ایران، از سال ۱۳۴۹ تا سال ۱۴۰۰ را پوشش می‌دهد. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، از بانک مرکزی ایران، صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی اخذ شده است.

نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، عبارت است از نسبت بدهی عمومی در پایان سال مالی تقسیم بر تولید ناخالص داخلی در پایان همان سال مالی و تراز اصلی بودجه هم از کم کردن مخارج دولت (به‌استثنای بهره پرداختی) از درآمدهای دولت، حاصل می‌گردد. سایر متغیرهای مورد استفاده در پژوهش حاضر، عبارتند از: مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، شکاف تولید، نوسان نرخ ارز، نرخ تورم، نسبت پیری جامعه، نسبت جمعیت فعال، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی.

مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت یا مخارج موقت دولت، جزء چرخه‌ای مخارج حقیقی دولت می‌باشد که از طریق فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه می‌گردد و در این پژوهش، به پیروی از آئرباخ و گورودنیچنکو (۲۰۱۷)، آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹)، چوا و همکاران (۲۰۲۱) و آفونسو و آلوس^۵ (۲۰۲۳)، در مدل گنجانده شده است. شکاف تولید، جزء چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی حقیقی می‌باشد و از طریق فیلتر هادریک-پرسکات محاسبه می‌گردد و در این پژوهش، به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵)، آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹)، چوا و همکاران (۲۰۲۱) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳) وارد مدل شده است.

-
1. Greiner & Fincke (2016)
 2. signal
 3. state
 4. Kalman filter
 5. Afonso & Alves (2023)

نوسان نرخ ارز، به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵)، سری یانا (۲۰۱۹) و لارا و همکاران^۲ (۲۰۲۳)، به مدل افزوده شده است و از روش واریانس شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته یا گارچ^۳ محاسبه می شود. نرخ تورم، به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵)، سری یانا (۲۰۱۹) و لارا و همکاران (۲۰۲۳) گنجانده شده است. نسبت پیری جامعه، به پیروی از چو و لی^۴ (۲۰۲۲) و لیو و ژائو (۲۰۲۳)، وارد مدل شده است و عبارت است از نسبت تعداد افراد ۶۵ ساله و بالاتر به کل جمعیت.

نرخ بهره حقیقی، به پیروی از سرجیو-توماس^۵ (۲۰۲۰) و اکونومیدوس و فیلیپوپولس^۶ (۲۰۲۳) و نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی به پیروی از موتوکو (۲۰۱۵) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳) به مدل افزوده شده است. نسبت جمعیت فعال، به پیروی از ایمرهوروگلو و همکاران (۲۰۱۹)، راموس-هررا و ساسویلا-ریورو^۷ (۲۰۲۰) و لیو و ژائو (۲۰۲۳)، وارد مدل شده، و عبارت است از نسبت تعداد افراد بین ۱۵ تا ۶۴ سال به کل جمعیت.

۶. یافته های پژوهش

۶-۱. آزمون ریشه واحد

در پژوهش حاضر، از آزمون های دیکی-فولر تعمیم یافته^۸ و زیووت-اندروز^۹ برای تشخیص ساکن پذیری استفاده می شود. آزمون زیووت-اندروز، ساکن پذیری را با توجه به شکست های ساختاری، مورد بررسی قرار می دهد و به طور درونزا، تاریخ شکست های ساختاری در سطح و روند را تعیین می نماید.

جدول ۱، نتایج آزمون های ساکن پذیری را نشان می دهد. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، نشان می دهد که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید، مخارج چرخه ای حقیقی دولت، نرخ تورم و نرخ بهره حقیقی، به ترتیب، در سطوح ۵، ۱۰، ۱، ۱ و ۱ درصد، ساکن پذیر می باشد. نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی با یک تفاضل، ساکن پذیر می باشد؛ اما، متغیرهای نوسان نرخ ارز، نسبت پیری جامعه و نسبت جمعیت فعال در سطح و با یک تفاضل ساکن پذیر نمی باشند.

بر اساس نتایج آزمون زیووت-اندروز، متغیرهای نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی، شکاف تولید، نرخ تورم، نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت جمعیت فعال و نرخ بهره حقیقی، به ترتیب، در سطوح ۵، ۱، ۵، ۱۰ و ۵ درصد، ساکن پذیر هستند؛ اما متغیرهای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، مخارج چرخه ای حقیقی دولت، نوسان نرخ ارز و نسبت پیری جامعه، ساکن پذیر نمی باشند.

1. Sriyana (2019)
2. Laura et al. (2023)
3. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
4. Cho & Lee (2022)
5. Serju-Thomas (2020)
6. Economides & Philippopoulos (2023)
7. Ramos-Herrera & Sosvilla-Rivero (2020)
8. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
9. Zivot-Andrews

جدول ۱: آزمون ریشه واحد: آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم یافته و زیووت-اندروز

متغیر	آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته		آزمون زیووت-اندروز	
	در سطح	در تفاضل اول	آماره زیووت- اندروز	سال شکست ساختاری
نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	-۲/۹۵۹***	-۵/۸۲***	-۴/۳۳۸	۱۳۷۴
نسبت تراز اصلی بودجه به تولید ناخالص داخلی	-۲/۸۷۹*	-۸/۸۸۹***	-۵/۱۴۹***	۱۳۶۸
شکاف تولید	-۵/۵۱۹***	-۴/۷۳۵***	-۶/۴۶۴***	۱۳۵۹
مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت	-۳/۶۹***	-۷/۰۵۴***	-۴/۶۵۴	۱۳۷۰
نوسان نرخ ارز	-۰/۰۳۳	۶/۱۴۳	۰/۱۳۵	۱۳۹۳
نرخ تورم	-۴/۰۵۵***	-۷/۰۵۹***	-۵/۵۴۲***	۱۳۷۹
نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی	-۱/۶۹۶	-۶/۴۵۶***	-۴/۸۴۲*	۱۳۷۱
نسبت پیری جامعه	۰/۸۲۲	-۰/۶۷۸	-۲/۵۱۰	۱۳۸۸
نسبت جمعیت فعال	-۱/۷۷۲	-۱/۷۸۱	-۵/۳۸۱***	۱۳۶۱
نرخ بهره حقیقی	-۳/۹۹۳***	-۷/۱۹۵***	-۵/۳۰۵***	۱۳۷۵

***، ** و *، به ترتیب، نشان دهنده معنی داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۲-۶. نتایج آزمون پایداری مالی مبتنی بر مدل‌های استاندارد خطی و غیرخطی

نتایج برآورد توابع واکنش مالی استاندارد خطی و غیرخطی، در جدول ۲ ارائه شده است. ستون ۱ نتایج برآورد رابطه خطی ۸ را نشان می‌دهد. نسبت بدهی دولت به GDP، اثر معنی داری بر نسبت تراز اصلی به GDP ندارد. هرچند γ_1 از نظر آماری معنی دار نمی‌باشد، اما علامت منفی آن، دلالت بر گرایش سیاست مالی به سمت ناپایداری دارد. نتایج برآورد روابط غیرخطی ۹، ۱۰ و ۱۱، به ترتیب، در ستون‌های ۲، ۳ و ۴ آمده است. تمامی ضرائب نسبت‌های بدهی به GDP، با توان‌های ۱، ۲ و ۳ از نظر آماری معنی دار نمی‌باشد و هیچ شواهدی مبنی بر پایداری مالی ملاحظه نمی‌شود. در روابط درجه دوم و درجه سوم، ضریب نسبت بدهی به GDP، منفی ولی غیرمعنی دار است. در رابطه درجه دوم، ضریب توان ۲ نسبت بدهی دولت به GDP، مثبت است؛ اما از نظر آماری، تفاوت معنی داری با صفر ندارد.

در رابطه درجه سوم، ضریب توان ۲ نسبت بدهی دولت به GDP، مثبت و ضریب توان ۳ نسبت بدهی دولت به GDP، منفی است؛ اما هر دو ضریب در هیچ سطحی معنی دار نمی‌باشند. نتایج برآورد مدل ۱۲ که شامل متغیرهای کنترل است، در ستون ۵ ارائه شده است. ضریب نسبت بدهی دولت به GDP، منفی و در سطح یک درصد معنی دار است، به آن معنی که سیاست مالی اجرا شده در ایران ناپایدار می‌باشد.

مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، اثر منفی و معنی داری بر پایداری مالی دارد، یعنی نوسان‌های موقت در مخارج دولت، پایداری مالی را بدتر می‌نماید. نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت و معنی داری بر پایداری مالی دارد. ضریب نسبت پیری جامعه منفی است و در سطح یک درصد معنی دار می‌باشد، به این معنی که پیری جامعه، اثر منفی بر پایداری مالی دارد. ضریب نوسان نرخ ارز مثبت و در سطح یک درصد معنی دار است، هرچند عددی بسیار کوچک می‌باشد. ضرائب نرخ تورم، نسبت جمعیت فعال و نرخ بهره حقیقی از نظر آماری معنی دار نمی‌باشد. ضریب شکاف تولید در همه مدل‌های

خطی و غیرخطی مثبت و در سطح یک درصد معنی دار است، به آن معنی که نوسان مثبت شکاف تولید، تراز اصلی بودجه را بهبود می بخشد.

جدول ۲: نتایج برآورد توابع واکنش مالی استاندارد خطی و غیرخطی

(۵)	(۴)	(۳)	(۲)	(۱)	ضرائب برآورد شده
مدل با متغیرهای کنترل	مدل شکسته	مدل درجه سوم	مدل درجه دوم	مدل خطی	
-۲۸/۲۲۵*** (۰/۰۰۵۸)	-۳/۶۰۹*** (۰/۰۰۶۴)	۱/۰۲ (۰/۷۵۳۳)	-۱/۹۳۱ (۰/۴۰۹۸)	-۲/۵۳۶ (۰/۱۴۶۸)	عرض از مبدأ (α)
-۰/۰۸۸*** (۰/۰۰۴۸)		-۰/۵۰۵ (۰/۱۴۰۸)	-۰/۱۰۶ (۰/۳۹۷۸)	-۰/۰۵ (۰/۱۶۱۶)	ضریب نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (γ_1)
		۰/۰۱۵ (۰/۲۱۳۵)	۰/۰۰۰۹۵ (۰/۶۳۶۶)		ضریب توان ۲ نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (γ_2)
		-۰/۰۰۰۱۴ (۰/۲۸۵۷)			ضریب توان ۳ نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (γ_3)
	-۰/۰۳۶ (۰/۴۹۸۷)				ضریب نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در مدل شکسته (γ_m)
۱۱/۵۷۸*** (۰/۰۰۲۰)	۱۳/۴۲۲*** (۰/۰۰۴۷)	۱۲/۵۷۹*** (۰/۰۰۲۸)	۱۲/۹۹۹*** (۰/۰۰۵۰)	۱۲/۴۸*** (۰/۰۰۵۹)	ضریب شکاف تولید (α_p)
-۱۱/۳۳۱*** (۰/۰۰۱۸۷)	-۰/۷۴۳ (۰/۸۷۹۷)	-۲/۸۷۵ (۰/۶۱۲۳)	-۱/۸۲۶ (۰/۷۲۸۷)	-۱/۳۴۶ (۰/۷۹۰۷)	ضریب مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت (α_q)
۰/۰۰۰۰۷۱*** (۰/۰۰۱۰)					ضریب نوسان نرخ ارز (exchvol)
۰/۲۰۰۶ (۰/۲۲۲۹)					ضریب نرخ تورم (infl)
۰/۳۰۴*** (۰/۰۰۲۶)					ضریب نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی (reven)
-۹/۱۲۵*** (۰/۰۰۳۳)					ضریب نسبت پیری جامعه (old)
-۱/۱۵۳ (۰/۴۶۸۹)					ضریب نسبت جمعیت فعال (active)
۰/۲۳۶ (۰/۱۸۳۱)					ضریب نرخ بهره حقیقی (rintrate)
	۰/۷۴۳*** (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۸۸*** (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۷*** (۰/۰۰۰۰)	۰/۷۶۴*** (۰/۰۰۰۰)	عبارت خودتوضیح مرتبه اول AR(1)
	۳/۷۱۹*** (۰/۰۰۰۰)	۳/۳۸۷*** (۰/۰۰۰۰)	۳/۵۵۶*** (۰/۰۰۰۰)	۳/۵۸۱*** (۰/۰۰۰۰)	سیگما (σ)
۰/۹۲۵۶	۰/۶۲۱۱	۰/۶۵۴۹	۰/۶۳۷۷	۰/۶۳۵۲	Adjusted R^2
۲/۳۶۱	۲/۱۸۲	۲/۲۶۳	۲/۲۱۷	۲/۲۰۴	آماره دوربین-واتسون DW
۳۰/۹۱۹	۱۵/۰۸۴	۱۱/۹۲۹	۱۳/۲۰۵	۱۶/۰۲۲	آماره F
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	احتمال آماره F

***، ** و * به ترتیب، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است. ارقام داخل پرانتز آماره احتمال است.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۳-۶. نتایج آزمون پایداری مالی مبتنی بر مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ در ستون‌های ۱، ۲ و ۳ از جدول ۳ ارائه شده است. مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ برآورد شده، دو رژیم مالی را شناسایی می‌نماید. رژیم مالی ۱، واکنش منفی و معنی‌دار تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی تأخیری را نشان می‌دهد، بنابراین، معرف رژیم مالی ناپایدار است. رژیم مالی ۲، واکنش مثبت و غیرمعنی‌دار تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی عمومی تأخیری را نشان می‌دهد و از این‌رو، معرف رژیم مالی پایدار می‌باشد.

جدول ۳: نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و مدل با پارامتر متغیر در زمان

ضرائب برآورد شده	مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ			مدل با پارامتر متغیر در زمان
	رژیم مالی ۱ (ناپایدار)	رژیم مالی ۲ (پایدار)	برآورد بلندمدت	
عرض از مبدأ (α)	-۰/۸۰۳ (۱/۶۱۷)	-۵/۳۰۵*** (۱/۷۷۷)	-۲/۰۸۱ (۲/۵۳۰۵)	-۴/۴۸۸*** (۰/۷۰۵)
ضریب نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (γ_1)	-۰/۰۶۲** (۰/۰۲۷)	۰/۰۲۵ (۰/۰۳۶)	-۰/۰۳۷۲ (۰/۰۳۶۰۸)	
ضریب شکاف تولید (α_p)	۱۶/۰۹۷*** (۵/۰۵۲)	-۷/۳۰۶ (۵/۲۷۳)	۹/۴۶۳** (۴/۳۴۶۶)	۹/۶۷۸** (۴/۷۵۵)
ضریب مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت (α_q)	۳/۷۹۲ (۳/۳۷۱)	۸/۸۸۸ (۵/۶۸۹)	۵/۲۳۵ (۴/۹۸۷۹)	-۳/۶۴۰۲ (۳/۸۳۶)
عبارت خودتوضیح مرتبه اول AR(1)	۰/۸۶۱*** (۰/۰۷۵)			
سیگما (σ)	۰/۱۵۱ (۰/۱۳۵)			
آماره دوربین-واتسون DW	۲/۰۲۲			
لگاریتم درست‌نمایی	-۹۹/۸۱۴			-۱۲۶/۰۵۹
معیار آکائیک	۴/۳۸۴			۵/۱۳۹
معیار حنن-کوبین	۴/۵۵۸			۵/۲۱۱
معیار شوارز	۴/۸۳۹			۵/۳۲۸

***، ** و *، به ترتیب، نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است. ارقام داخل پرانتز خطای استاندارد است. پارامترها و خطای استاندارد در برآورد بلندمدت با استفاده از پارامترها و خطای استاندارد برآورد شده مختص رژیم‌های مالی محاسبه می‌شود.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

جدول ۴، احتمال انتقال ۱ و احتمال ارگودیک ۲ و طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی ۳ را نشان می‌دهد. احتمال ماندن در رژیم مالی ناپایدار ۰/۷۱۹ و احتمال ماندن در رژیم مالی پایدار ۰/۲۹۳

1. Transition Probabilities
2. Ergodic Probabilities
3. Expected duration of regimes

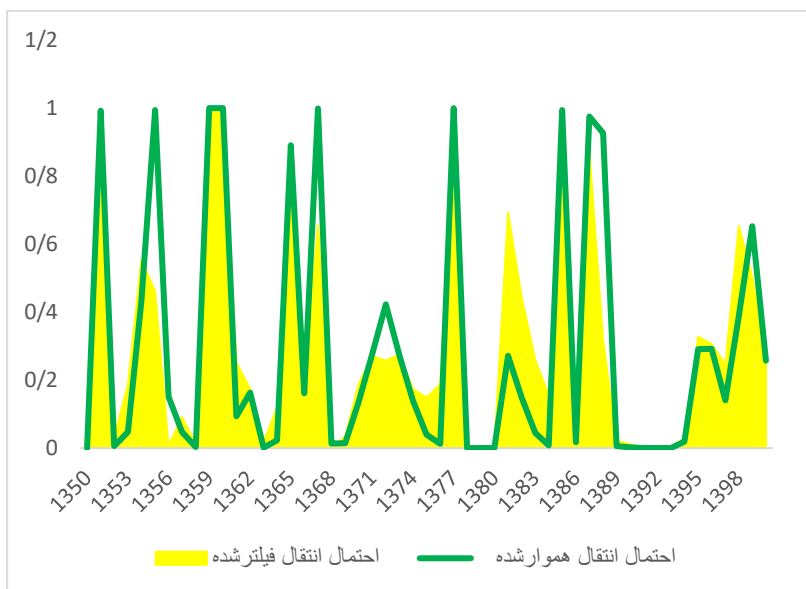
است. از طرفی، طول مدت مورد انتظار ماندن در رژیم ناپایدار $3/57$ سال و طول مدت مورد انتظار ماندن در رژیم پایدار $1/41$ سال است. بنابراین، ماندگاری رژیم مالی ناپایدار، تقریباً $2/5$ برابر بیشتر از ماندگاری رژیم مالی پایدار است.

جدول ۴: احتمال‌های انتقال و ارگودیک و طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی

رژیم مالی	رژیم مالی ۱ (ناپایدار)	رژیم مالی ۲ (پایدار)
احتمال انتقال	$0/719$	$0/393$
احتمال ارگودیک	$0/715$	$0/284$
طول مدت مورد انتظار	$3/57$	$1/41$

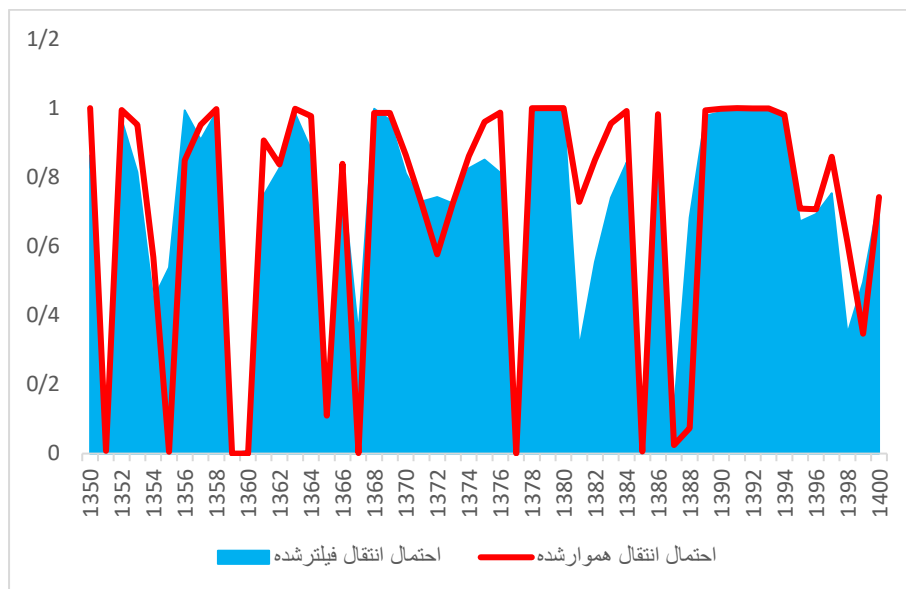
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

شکل‌های ۳ و ۴، احتمال‌های انتقال فیلترشده^۱ و هموارشده^۲ رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار را نشان می‌دهد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، در بیشتر سال‌ها در طول دوره مورد بررسی، احتمال انتقال فیلترشده و هموارشده ماندن در رژیم مالی ناپایدار، بیشتر از ۵۰ درصد، و احتمال انتقال فیلترشده و هموارشده ماندن در رژیم مالی پایدار، کمتر از ۵۰ درصد است. بنابراین، سیاست مالی اجرا شده در ایران در سال‌های متعدد، ناپایدار بوده است.



شکل ۳: احتمال‌های انتقال فیلترشده و هموارشده ماندن در رژیم مالی پایدار

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)



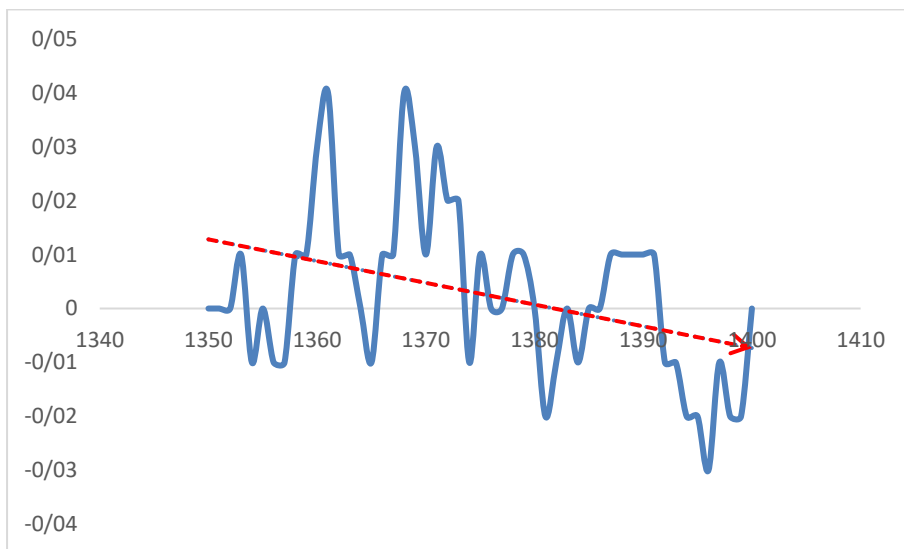
شکل ۴: احتمال‌های انتقال فیلترشده و هموارشده ماندن در رژیم مالی ناپایدار
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

اکنون، به پیروی از آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و چوا و همکاران (۲۰۲۱)، شرط بازی غیرپونزی که شرط لازم برای پایداری سیاست مالی در مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ است، مورد بررسی قرار می‌گیرد. شرط بازی غیرپونزی مستلزم آن است که بدهی عمومی اولیه به وسیله جمع مازادهای بودجه تنزیل شده آتی، جبران شود. این شرط معادل $\gamma_S > |\gamma_{NS}| \frac{d_{NS}}{d_S}$ است که در آن، γ_S و γ_{NS} ، به ترتیب، برآورد پارامتر γ_1 در رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار و d_S و d_{NS} ، به ترتیب، طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار است که طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی از طریق $d_i = \frac{1}{1-p_{ii}}$ محاسبه می‌گردد (آلداما و کریل، ۲۰۱۷ و ۲۰۱۹؛ چوا و همکاران، ۲۰۲۱).

بنابراین، براساس برآورد پارامترهای γ_1 مرتبط با رژیم‌های مالی پایدار و ناپایدار در ستون‌های ۱ و ۲ از جدول ۳ و طول مدت مورد انتظار رژیم‌های مالی در جدول ۴، می‌توان نتیجه گرفت شرط بازی غیرپونزی تأمین نشده است، زیرا d_{NS} و d_S ، به ترتیب، برابر با ۱/۴۱ و ۳/۵۷ و γ_{NS} و γ_S ، به ترتیب، برابر با ۰/۲۵ و ۰/۰۶۲- است و بنابراین، نامساوی $\gamma_S > |\gamma_{NS}| \frac{d_{NS}}{d_S}$ برقرار نمی‌باشد. عدم برقراری شرط بازی غیرپونزی در مورد سیاست مالی در ایران، به آن معنی است که نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی در ایران، به وسیله جمع مازاد بودجه‌های تنزیل شده آتی، پوشش داده نمی‌شود.

۴-۶. نتایج آزمون پایداری مالی مبتنی بر مدل با پارامتر متغیر در طول زمان

نتایج برآورد مدل با پارامتر متغیر در طول زمان در ستون ۴ از جدول ۳ ارائه شده است. ضریب شکاف تولید، مثبت و در سطح ۵ درصد معنی دار است. اما ضریب مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت در هیچ سطحی معنی دار نمی‌باشد. شکل ۵، تغییرات هموار شده پارامتر متغیر در زمان (γ_{t-1}) و خط روند آن را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، تغییرات قابل توجهی در پارامتر متغیر در زمان وجود دارد و خط روند هم نزولی می‌باشد. نزولی بودن خط روند تا بخش منفی محور افقی، به آن معنی است که واکنش تراز اصلی بودجه نسبت به افزایش بدهی، در طول زمان کاهش یافته است. و نشان‌دهنده آن است که اقدامات انجام شده توسط دولت برای مقابله با افزایش بدهی، کافی و مؤثر نبوده است. به عبارت دیگر، سیاست مالی اجرا شده در ایران، تأکید اندکی بر کاهش بدهی عمومی داشته، و از این‌رو، در جهت ناپایداری حرکت کرده است.



شکل ۵: تغییرات هموار شده پارامتر متغیر در زمان و خط روند آن
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۷. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در این پژوهش، پایداری مالی ایران با استفاده از توابع واکنش مالی خطی، غیرخطی، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، مدل با پارامتر متغیر در زمان و مدل شامل متغیرهای کنترل، مورد آزمون و ارزیابی قرار گرفت. در مدل‌های خطی و غیرخطی، ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی برآورد شده، منفی ولی غیرمعنی دار است؛ اما در مدل شامل متغیرهای کنترل، ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی برآورد شده، منفی و در سطح یک درصد معنی دار است و حکایت از آن دارد که سیاست مالی اجرا شده در ایران، ناپایدار بوده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، وجود دو رژیم مالی ناپایدار و پایدار در ایران را نشان می‌دهد که ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی برآوردشده در رژیم مالی ناپایدار، منفی و در سطح پنج درصد معنی‌دار است؛ اما ضریب نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی برآوردشده در رژیم مالی پایدار، مثبت و غیرمعنی‌دار است. بنابراین، برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، حاکی از ناپایداری سیاست مالی در ایران است.

بر اساس نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، طول مدت مورد انتظار رژیم مالی ناپایدار، ۳/۵۷ سال و طول مدت مورد انتظار رژیم مالی پایدار، ۱/۴۱ سال است؛ یعنی ماندگاری رژیم مالی ناپایدار، تقریباً ۲/۵ برابر بیشتر از ماندگاری رژیم مالی پایدار می‌باشد. از این رو، به‌منظور برقراری سیاست مالی پایدار، لازم است دولت در رژیم‌های مالی پایدار، به اندازه کافی مازاد بودجه ایجاد نماید تا بتواند افزایش بدهی در رژیم‌های مالی ناپایدار را جبران نماید و اطمینان حاصل کند که سطح بلندمدت بدهی عمومی از حد قابل تثبیت تجاوز نمی‌نماید.

همچنین، نتایج برآورد مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، نشان می‌دهد شرط بازی غیرپوئزی در مورد سیاست مالی ایران تأمین نمی‌گردد، به‌آن معنی که بدهی عمومی ایران به‌وسیله مجموع مازاد بودجه‌های تنزیل‌شده آتی جبران نمی‌شود. براساس نتایج برآورد تابع واکنش مالی با پارامتر متغیردزمان، سیاست مالی ایران در جهت کاهش بدهی عمومی اجرا نشده و بنابراین، ناپایداری مالی تشدید شده است.

نتایج برآورد مدل با پارامتر متغیردزمان و مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و مدل شامل متغیرهای کنترل، یکسان است، زیرا هر سه مدل، واکنش منفی تراز اصلی بودجه نسبت به افزایش بدهی عمومی و در نتیجه ناپایداری سیاست مالی ایران را به‌دنبال دارد که این یافته، با پژوهش‌های افشاری و همکاران (۱۳۹۱)، خیابانی و همکاران (۱۳۹۱)، زارعی و جلالی‌نائینی (۱۳۹۲)، کیمیجانی و فراهانی (۱۳۹۴)، زارعی (۱۳۹۷) و ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹) سازگاری دارد.

بر اساس نتایج دیگر این پژوهش، متغیرهای کنترلی شامل شکاف تولید، مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت، نسبت پیری جامعه و نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی و نوسان نرخ ارز، نقش مهمی در تعیین پایداری مالی ایفا می‌نمایند. ضریب شکاف تولید در همه مدل‌های برآوردشده شامل مدل‌های خطی، غیرخطی، تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ و مدل با پارامتر متغیردزمان، مثبت و معنی‌دار است، یعنی شکاف تولید اثر مثبت بر پایداری مالی دارد که این یافته با پژوهش‌های آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳) سازگار است؛ ولی با پژوهش‌های موتوکو (۲۰۱۵) و چوا و همکاران (۲۰۲۱) ناسازگار می‌باشد.

ضریب مخارج چرخه‌ای حقیقی دولت تنها در مدل شامل متغیرهای کنترل، معنی‌دار است که علامت منفی دارد. این یافته با پژوهش‌های آلداما و کریل (۲۰۱۷ و ۲۰۱۹) و آفونسو و آلوس (۲۰۲۳)

سازگاری دارد؛ اما با پژوهش‌های آذرباخ و گورودنیچنکو (۲۰۱۷) و چوا و همکاران (۲۰۲۱) سازگاری ندارد.

نسبت پیری جامعه، اثر منفی و معنی‌داری بر پایداری مالی دارد. این یافته با پژوهش‌های چو و لی (۲۰۲۲) و لیو و ژائو (۲۰۲۳) سازگار است. نسبت درآمد دولت به تولید ناخالص داخلی، اثر مثبت و معنی‌داری بر پایداری مالی دارد. این یافته با پژوهش آفونسو و آلوس (۲۰۲۳) سازگاری دارد؛ اما با پژوهش موتوگو (۲۰۱۵) سازگاری ندارد.

متغیر نوسان نرخ ارز، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر پایداری مالی دارد که این یافته با پژوهش‌های سری‌بانا (۲۰۱۹) و لارا و همکاران (۲۰۲۳) سازگاری ندارد.

در این پژوهش، شواهدی مبنی بر تأثیر معنی‌دار متغیرهای نرخ تورم، نسبت جمعیت فعال و نرخ بهره حقیقی بر پایداری مالی مشاهده نمی‌شود. کمک این پژوهش به ادبیات موجود، بر مقایسه مدل‌های مختلف ارزیابی پایداری مالی از جمله توابع واکنش مالی استاندارد خطی و غیرخطی، مدل تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، مدل با پارامتر متغیر در زمان و مدل شامل متغیرهای کنترل و همچنین، شناسایی متغیرهای اثرگذار بر پایداری مالی در ایران، استوار است.

با توجه به منفی بودن ضریب واکنش تراز اصلی بودجه نسبت به بدهی عمومی در بیشتر سالها در طول دوره بررسی، می‌توان نتیجه گرفت کاهش بدهی، در اولویت دولت‌ها در ایران نبوده است، بنابراین، پایداری مالی ایران در معرض تهدید می‌باشد.

پیشنهاد می‌شود، دولت و سیاستگذاران مالی در ایران، به جای تأمین کسری بودجه از محل استقراض از بانک‌ها و بخش‌های غیردولتی، منابع درآمدهای مطمئن و قابل اتکا را توسعه دهند، تا به این ترتیب، از انباشت بیش از حد بدهی جلوگیری نمایند و روند پایداری مالی و ثبات اقتصادی را تسریع بخشند.

References

- Afonso, A., & Alves, J. (2023). Does government spending efficiency improve fiscal sustainability?. *European Journal of Political Economy*, Article in Press, 102403. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2023.102403.
- Afonso, A., & Jalles, J. T. (2017). Euro area Time-Varying fiscal sustainability. *International Journal of Finance & Economics*, 22(3): 244-254. DOI: 10.1002/ijfe.1582.
- Afshari, Z., Shirin Bakhsh, S., & Beheshti, M. (2012). investigating fiscal sustainability in Iran. *Economics Research*, 12(45): 27-54. [In Persian]
- Aghilifar, H., Piraei, Kh., Zare, H., & Ebrahimi, M. (2022). Cyclical fiscal policy in Iran; the role of various government expenditures and influencing factors. *Journal of Monetary and Banking Research*, 15(53): 475-503. [In Persian]
- Ahmad, A., McManus, R., & Ozkan, F. G. (2021). Fiscal space and the procyclicality of fiscal policy: The case for making hay while the sun shines. *Economic Inquiry*, 59(4): 1687-1701. DOI: 10.1111/ecin.13008.
- Aldama, P., & Creel, J. (2019). Fiscal policy in the US: Sustainable after all?. *Economic Modelling*, 81: 471-479.
- Aldama, P., & Creel, J. (2017). Why fiscal regimes matter for fiscal sustainability: An application to France. *Paris School of Economics Working Paper*, No. 2017.01.
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2017). Fiscal stimulus and fiscal sustainability. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 23789. DOI: 10.3386/w23789.
- Cho, D., & Lee, K. W. (2022). Population aging and fiscal sustainability: Nonlinear evidence from Europe. *Journal of International Money and Finance*, 126: 102665. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2022.102665.
- Chua, C. L., Perera, N., & Suardi, S. (2021). Fiscal regimes and fiscal sustainability in Sri Lanka. *Applied Economics*, 53(21): 2384-2397. DOI: 10.1080/00036846.2020.1859456.
- Economides, G., & Philippopoulos, A. (2023). Fiscal sustainability: Interest rates, growth and debt-based policy rules. *EconPol Forum*, 24(4): 11-15.
- Falahati, A., Fattahi, Sh., Heydari-Dizgarani, A., & Shokri, N. (2018). Investigating fiscal sustainability and transient financial shocks in Iran's economy. *Financial Economics*, 11(41): 123-154. [In Persian]
- Greiner, A., & Fincke, B. (2016). *Public Debt, Sustainability and Economic Growth*. Springer International Pu.
- İmrohoroglu, S., Kitao, S., & Yamada, T. (2019). Fiscal sustainability in Japan: what to tackle?. *The Journal of the Economics of Ageing*, 14: 100205. DOI: 10.1016/j.jea.2019.100205
- Khiabani, N., Karimi Patanlar, S., & Motameni, M. (2012). Investigating the fiscal sustainability of Iran's government with Multilateral Cointegration Method. *Planning and Budgeting*, 17(1): 73-89. [In Persian]
- Ko, J. H., & Morita, H. (2015). Fiscal sustainability and regime shifts in Japan. *Economic Modelling*, 46: 364-375.
- Komijani, A., & Gudarzi Farahani, Y. (2016). Fiscal sustainability of the government in Iran's economy with Utilizing Cointegration Model. *Economic Studies and Policies*, 2(2): 3-26. [In Persian]

- Laura, G. D., Chasanah, R. N., Faridah, N., & Kartiasih, F. (2023). Assessing fiscal sustainability in Indonesia: Error correction mechanism diagnostic. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 21(1): 49-60.
- Levy Yeyati, E., & Sturzenegger, F. (2023). A Balance-Sheet approach to fiscal sustainability. *Fiscal Studies*, 44(1): 61-84.
- Liu, Q., & Zhao, D. (2023). A Study of the impact of population aging on fiscal sustainability in China. *Sustainability*, 15(6): 5409.
- Mackiewicz-Łyziak, J., & Łyziak, T. (2019). A new test for fiscal sustainability with endogenous sovereign bond yields: Evidence for EU economies. *Economic Modelling*, 82: 136-151.
- Maebayashi, N. (2023). The pace of fiscal consolidations, fiscal sustainability, and welfare: An Overlapping Generations approach. *Journal of Macroeconomics*, 75: 103485. DOI: 10.1016/j.jmacro.2022.103485.
- Mamipour, S., & Gudarzi, F. (2020). Investigating of fiscal policy sustainability in Iran, by Markov-Switching Unit Root test. *Journal of Economic Research*, 55(2): 437-462. doi: 10.22059/jte.2020.292246.1008259. [In Persian]
- Mutuku, C. (2015). Assessing fiscal policy cyclicalities and sustainability: A fiscal reaction function for Kenya. *Journal of Economics Library*, 2(3): 173-191. DOI: 10.1453/jel. v2i3.410.
- Nguyen, T. D., Suardi, S., & Chua, C. L. (2017). The behavior of US public debt and deficits during the global financial crisis. *Contemporary Economic Policy*, 35(1): 201-215. DOI: 10.1111/coep.12166.
- Rajakaruna, I., & Suardi, S. (2022). Fiscal sustainability, fiscal debt and economic growth in the South Asian region. *The Journal of Developing Areas*, 56(1): 249-265. DOI: 10.1353/jda.2022.0001.
- Ramos-Herrera, M. D. C., & Prats, M. A. (2020). Fiscal sustainability in the European countries: A Panel ARDL approach and a Dynamic Panel Threshold model. *Sustainability*, 12(20): 8505. DOI: 10.3390/su12208505.
- Ramos-Herrera, M. D. C., & Sosvilla-Rivero, S. (2020). Fiscal sustainability in aging societies: Evidence from Euro area countries. *Sustainability*, 12(24): 10276. DOI: 10.3390/su122410276.
- Serju-Thomas, P. (2020). Fiscal sustainability: The case for Jamaica. *Latin American Journal of Central Banking*, 1(1-4): 100018.
- Sriyana, J. (2019). What drives economic growth sustainability? Evidence from Indonesia. *Entrepreneurship and Sustainability Issues*, 7(2): 906-918. DOI: 10.9770/jesi.2019.7.2(8).
- Zarei, Zh. (2018). Cross effect between fiscal sustainability and financial stability in Iran. *Monetary and Banking Research Institute Policy Paper* No. 97005. [In Persian]
- Zarei, Zh. (2016). Cyclical behavior of fiscal policy and factors affecting it with emphasis on the role of fiscal rules. *Journal of Monetary and Banking Research*, 8(26): 543-569. [In Persian]
- Zarei, Zh., & Jalali Naini, A. (2014). Testing fiscal sustainability in Iran. *Journal of Monetary and Banking Research*, 6(17): 63-82. [In Persian]

Fiscal Sustainability in Iran A Markov-Switching Fiscal Regime Change and Time-Varying Parameter Models Approach

Hossein Aghilifar¹
Khosrow Piraei²
Hashem Zare³
Mehrzaad Ebrahimi⁴

Received: 2024/1/20

Accepted: 2024/3/11

Aim and Introduction

A balanced government budget plays a decisive role in the stability of the macroeconomics, and the continuous budget deficit puts the stability of the economy at risk. A budget deficit transpires when the expansion in government expenditures exceeds the growth in government revenue. On the other hand, one of the reasons for the government debt enlargement is the continuous budget deficit. Permanent budget deficit has harmful effects on the economy. Therefore, economists recommend that the government should prevent excessive increase in debt by maintaining a sustainable fiscal policy. Fiscal policy is sustainable when the government reacts to the debt swelling by creating an adequate budget surplus. On the contrary, unsustainable fiscal policy causes crises such as suboptimal allocation of resources, failure in financial markets and high inflation rates. Iran's economy has always been struggling with the permanent budget deficit and high debt stocks. The major motive for this is the dependence of the Iranian government's revenues on the sale of crude oil and its products, because with the decrease in oil revenues, the government resorted to borrowing to compensate for its budget deficit, resulting in debt accretion. Therefore, it is necessary to understand the perspective of fiscal sustainability in Iran. The objective of this research is to assess Iran's government fiscal sustainability and its influential factors by employing annual data of Iran's economy from 1971 to 2022 and by utilizing constant parameter fiscal reaction functions including linear and non-linear models, time-varying parameter fiscal reaction function, Markov-switching fiscal regime change model and fiscal reaction function including control variables.

Methodology

The existing literature about fiscal sustainability in Iran, has mainly examined fiscal sustainability in the framework of constant parameter linear fiscal reaction

-
1. Ph. D. Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. E-mail: H.aghilifar@gmail.com
 2. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. (Corresponding Author) E-mail: Kh.piraei@gmail.com
 3. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. E-mail: Hashem.zare@gmail.com
 4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. E-mail: mhrzad@yahoo.com

function. This research assesses different models of fiscal reaction function, such as constant parameter linear and non-linear models, time-varying parameter models and Markov-switching fiscal regime change models regarding Iran's fiscal sustainability. It also evaluates the dominant variables affecting Iran's fiscal sustainability.

Results and Discussion

In this research, firstly, the Iran's government fiscal sustainability is tested through the constant parameter linear and non-linear fiscal reaction functions, and to identify the variables affecting fiscal sustainability, the model including control variables is utilized. Then the Markov-switching fiscal regime change model and the time-varying parameter fiscal reaction function are estimated. Among the constant parameter linear and non-linear models, only the linear model including control variables has a significant debt-to-GDP ratio coefficient, which its sign is negative. Hence, it indicates that the fiscal policy implemented in Iran is unsustainable. The Markov-Switching fiscal regime change model shows the existence of two fiscal regimes, one unsustainable fiscal regime where the reaction of the primary budget balance to public debt is significant and negative and one sustainable fiscal regime where the reaction of the primary budget balance to public debt is insignificant and positive. Also, the results show that the expected duration of the unsustainable fiscal regime is longer than the expected duration of the sustainable fiscal regime. The results of the time-varying parameter model show that the trend of the smoothed changes of the time-varying parameter is downward during the time, therefore, Iran's fiscal policy has proceeded in an unsustainable direction.

Conclusion

The results of the model including the control variables and the time-varying parameter model and the Markov-switching fiscal regime change model show that Iran's fiscal policy is unsustainable. Also, on the basis of this research findings, the variables of the output gap, the government revenue to GDP ratio and exchange rate fluctuation have a positive impact, and the variables of the government real cyclical expenditure and the old population ratio have a negative impact on the fiscal sustainability in Iran. Based on the results of this research, the government debt reduction has not been the priority of the governments in Iran. This has caused unsustainable fiscal policy which in turn, made the Iranian economy more and more vulnerable with regard to external shocks. While developing revenue sources and reducing dependence on oil revenues, the government should reduce its borrowing and therefore decrease the public debt and take steps towards sustainable fiscal policy to help achieving economic stability and sustainable growth in the long-term.

Keywords: Fiscal Policy, Fiscal Sustainability, Fiscal Regime, Markov-Switching Model, Time-Varying Parameter Model

JEL Classification: C2, E6, H30, H6

مقایسه تطبیقی تأثیر انواع دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته

هدی زبیری^۱مریم احسانی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱/۱۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۶

چکیده

پیچیدگی اقتصادی، معیار سنجش حجم دانش و فناوری به کار گرفته شده در ساختار تولیدی کشورها است. این پژوهش با بررسی تأثیر دموکراسی (دموکراسی انتخاباتی، دموکراسی لیبرال، دموکراسی مشارکتی، دموکراسی مشورتی و دموکراسی مساوات طلبانه) بر پیچیدگی اقتصادی، به مطالعه تأثیر ابعاد نهادی اقتصادها در پیچیدگی اقتصادی می‌پردازد. به این منظور، اثر انواع دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی در ۱۰۹ کشور توسعه یافته و در حال توسعه، طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۹۵ با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (SYS-GMM) برآورد می‌شود. نتایج این پژوهش، نشان دهنده اثر مثبت و معنادار انواع دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی است. ضرایب انواع دموکراسی برای کشورهای توسعه یافته، بیشتر از کشورهای در حال توسعه برآورد شده است. بیشترین ضریب برآورد شده در کشورهای در حال توسعه، مربوط به دموکراسی مشارکتی و کمترین ضریب، برای دموکراسی لیبرال بوده، و بیشترین ضریب برای کشورهای توسعه یافته، برای دموکراسی لیبرال و کمترین ضریب، برای دموکراسی مشورتی برآورد شده است. تمامی ضرایب در سه الگوی پژوهش، فرضیه پژوهش را تأیید می‌کنند. همچنین تأثیر مثبت رشد اقتصادی، اندازه دولت و اندازه جمعیت بر پیچیدگی اقتصادی، تأیید می‌شود. استحکام و ثبات نتایج برآوردی نسبت به استفاده از متغیر جایگزین دموکراسی و تغییر در روش برآورد نیز تأیید می‌شود.

واژگان کلیدی: دموکراسی، کیفیت نهادی، پیچیدگی اقتصادی، کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته،

گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (SYS-GMM)

طبقه بندی JEL: F14, O50, P16, P51

۱. دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران (نویسنده مسئول).
h.zobeiri@umz.ac.ir

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
m.ehsani@stu.umz.ac.ir

۱. مقدمه

دانش و دستیابی به فناوری، موتور محرکه رشد تلقی می‌شود. به همین دلیل اقتصاد دانش‌بنیان که بر تولید، ترویج و استفاده از دانش و اطلاعات متکی است، از اولویت‌های سیاست‌های توسعه محسوب می‌شود. پیچیدگی اقتصادی از جمله شاخص‌هایی است که می‌تواند تفاوت دانش و تکنولوژی ساختار تولیدی کشورها را نشان دهد (آدام و همکاران، ۲۰۲۳).

تفاوت فاحش در اندازه اقتصاد کشورها و نرخ رشد متفاوت در آن‌ها از گذشته مورد بحث بود. بنابراین، وقتی این پرسش مطرح می‌شود که چرا برخی کشورها ثروتمند و برخی دیگر فقیر هستند، پاسخ‌ها متفاوت است. برای دهه‌ها، تولید ناخالص داخلی سرانه، اندازه بخش‌های صنعتی و کشاورزی و کیفیت نهادها برای توضیح و تبیین تفاوت الگوی بین کشورها کافی بود.

با این حال، کار تأثیرگذار هیدالگو و هاسمن^۲ (۲۰۰۹)، مفهوم جدیدی به نام پیچیدگی اقتصادی را آشکار ساخت، از همین رو، این امکان را فراهم آورد تا از زاویه دیگری آشکار نماید که چرا برخی از کشورها توسعه‌یافته هستند و برخی دیگر توسعه‌یافته نیستند. در این رویکرد، کشوری دارای سطوح بالای توسعه است که دارای ساختار تولید پیچیده باشد و بتواند طیف متنوعی از کالاها و خدمات انحصاری را با بهره‌وری بالا تولید نماید و بهبود پیچیدگی اقتصادی بر گسترش علم و شبکه‌های دانش استوار است (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹؛ تاچلا و همکاران، ۲۰۱۳).

بر مبنای شاخص پیچیدگی اقتصادی، پیچیدگی بیشتر، به معنی توانایی یک کشور برای تولید و صادرات محصولات متنوع‌تر با فراگیری کمتر است (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷). اقتصادهای پیچیده که طیف متنوعی از محصولات (با بهره‌وری بالا) را تولید (و صادر) می‌کنند، به احتمال زیاد، رشد پایداری دارند. در مقابل، کشورهایی که ساختار اقتصادی آن‌ها از محصولات کمتر پیچیده (بهره‌وری پایین) مانند مواد خام، چوب و منسوجات تشکیل شده است و همچنین تولید این محصولات توسط بسیاری دیگر از کشورها نیز انجام می‌شود (فراگیری بیشتر)، از توسعه‌نیافتگی مداوم رنج می‌برند (فیلیپ و هیدالگو، ۲۰۱۵؛ هیدالگو، ۲۰۲۱).

از سوی دیگر، الگوهای رشد و توسعه اقتصادی از زمان کار تأثیرگذار نورث^۷ (۱۹۹۰) که نهادها را به عنوان «قواعد بازی» در جامعه‌ای که تعاملات انسانی را شکل می‌دهد، تعریف می‌کند، بر نقش

-
1. Adam et al. (2023)
 2. Hidalgo & Hausmann (2009)
 3. Tacchella et al. (2013)
 4. Hartmann et al. (2017)
 5. Felipe & Hidalgo (2015)
 6. Hidalgo (2021)
 7. North (1990)

نهادهای و از جمله نهادهای سیاسی در دستیابی به توسعه اقتصادی تأکید می‌شود (بارو، ۱۹۹۶؛ تاواریس و وازیارگ، ۲۰۰۱؛ عجم اوغلو و همکاران، ۲۰۱۹؛ وو، ۲۰۲۲).

نهادهای اقتصادی یا سیاسی بی‌کیفیت، یکی از ویژگی‌های پایدار بسیاری از جوامع در سراسر جهان هستند که به‌طور گسترده، به ویژگی‌های جغرافیای یا تاریخی یک کشور نسبت داده می‌شوند. در مقابل، نهادهای کارا و دموکراتیک که حقوق مالکیت را تضمین می‌کنند، موجب گسترش امنیت، اجرای قوانین، قراردادهای و مقررات و سرمایه‌گذاری می‌شوند و بر بازده نسبی فعالیت‌های اقتصادی مولد و غیرمولد تأثیر متفاوتی می‌گذارند. جوامع با نهادهای کارآمد می‌توانند اثرات بیرونی هزینه‌ها را درونی و سرمایه‌گذاری را به سمت فعالیت‌های تولیدی مبتنی بر دانش و رقابت هدایت کنند و در نتیجه، پیچیدگی اقتصادی را افزایش دهند. از این رو، کیفیت نهادها موجب هدایت سرمایه‌گذاری در سرمایه‌انسانی و فیزیکی و فعالیت‌های نوآورانه می‌شود که تغییرات اساسی در درآمد سرانه را در پی دارد. دموکراسی، از طریق تضمین یک محیط سیاسی باثبات، چهارچوب اقتصادی پایدار و کمتر نامطمئن و یک محیط اجتماعی قابل زندگی، انباشت سرمایه انسانی را ترویج، سرمایه‌گذاری را جذب و رشد اقتصادی فراگیر و پایدار را تقویت می‌کند (مائوز و راست، ۱۹۹۲؛ باوم و لیک، ۲۰۰۳؛ هاسمن و همکاران، ۲۰۰۷).

بسیاری از مطالعات صورت گرفته در زمینه پیچیدگی اقتصادی، رابطه آن را نسبت به ابعاد مختلف اقتصاد مورد بررسی قرار داده‌اند. به عنوان نمونه، برای رابطه پیچیدگی اقتصادی با نابرابری درآمد و فقر (هارتمن و همکاران، ۲۰۱۷؛ گومز-زالدیوار و همکاران، ۲۰۲۲؛ نگوین و همکاران، ۲۰۲۳)، بهبود سلامت (وو، ۲۰۲۰)، اشتغال (آدام و همکاران، ۲۰۲۳)، ترویج اقتصاد سبز (رومرو و گرمکو، ۲۰۲۱)، نفرین منابع (کان و همکاران، ۲۰۲۰)، رشد و توسعه اقتصادی (هیدالگو و هاسمن، ۲۰۰۹؛ ژو و لی، ۲۰۱۷؛ هیدالگو، ۲۰۲۱؛ ون دام و فرانکن، ۲۰۲۲)، نوآوری (نگوین و

-
1. Barro (1996)
 2. Tavares & Wacziarg (2001)
 3. Acemoglu et al. (2019)
 4. Vu (2022)
 5. Maoz & Russett (1992)
 6. Baum & Lake (2003)
 7. Hausmann et al. (2007)
 8. Hartmann et al. (2017)
 9. Gómez-Zaldívar et al. (2022)
 10. Nguyen et al. (2023)
 11. Vu (2020)
 12. Adam et al. (2023)
 13. Romero and Gramkow (2021)
 14. Canh et al. (2020)
 15. Zhu & Li (2017)
 16. Hidalgo (2021)
 17. Van Dam & Frenken (2022)

همکاران^۱، ۲۰۲۰)، توسعه مالی (نگوین و سو^۲، ۲۰۲۱؛ ندویا و همکاران^۳، ۲۰۲۳)، اینترنت (لاپاتیناس^۴، ۲۰۱۹)، ادوار تجاری (آووم و همکاران^۵، ۲۰۲۱)، کیفیت نهادی (وو^۶، ۲۰۲۲؛ هوانگ و چو^۷، ۲۰۲۳)، باز بودن مالی (یو و قیوم^۸، ۲۰۲۳)، بهره‌وری علمی (لاورده-روخاس و کوریا^۹، ۲۰۱۹)، مستعمره بودن (کنک-ماسیل و نووه-نجویا^{۱۰}، ۲۰۲۱)، برابری جنسیتی (نگوین^{۱۱}، ۲۰۲۱)، می‌توان به مطالعات ذکر شده اشاره نمود.

بررسی این مطالعات، نشان می‌دهد که تأثیر محیط نهادی به‌ویژه دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی مورد بررسی قرار نگرفته است. از طرف دیگر، بسیاری از مطالعات تا به امروز در مورد تأثیر دموکراسی بر توسعه اقتصادی، اتفاق نظر دارند، اما اینکه چگونه انواع دموکراسی (دموکراسی انتخاباتی، دموکراسی لیبرال، دموکراسی مشارکتی، دموکراسی مشورتی و دموکراسی مساوات‌طلبانه) بر پیچیدگی اقتصادی و توسعه اقتصادی تأثیر می‌گذارد، کمتر شناخته شده است.

پژوهش حاضر این ویژگی را دارد که اهمیت و تأثیر دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد. این مقاله شامل پنج بخش است. پس از مقدمه فوق، بخش دوم، به مرور ادبیات نظری و پیشینه تجربی، و بخش سوم، به معرفی مدل‌ها و داده‌های تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم، برآورد الگو و تحلیل ضرایب ارائه می‌شود. در نهایت در بخش پنجم، نتایج مطالعه مورد بحث قرار می‌گیرد.

۲. مبانی نظری

پیچیدگی اقتصادی

انقلاب صنعتی به‌عنوان مجموعه‌ای از دگرگونی‌های فنی، صنعتی، اقتصادی و اجتماعی، موجب تحولات بنیادین در صنایع شد و بر نقش ساختارهای اقتصادی کشورها در افزایش نوسازی ظرفیت‌های تولیدی تأکید داشت. تحولات ساختاری، فرایندی است که در آن، اقتصادها از کشاورزی به صنایع و خدمات پیچیده‌تر تغییر می‌کنند. پیشگامان توسعه اقتصادی، بر نقش اقتصادی تحولات

-
1. Nguyen et al. (2020)
 2. Nguyen & Su (2021)
 3. Ndoya et al. (2023)
 4. Lapatinas (2019)
 5. Avom et al. (2021)
 6. Vu (2022)
 7. Hoang & Chu (2023)
 8. Yu & Qayyum (2023)
 9. Laverde-Rojas & Correa (2019)
 10. Keneck-Massil & Nvuh-Njoya (2021)
 11. Nguyen (2021)

ساختاری، فرایندی که طی آن، انتقال منابع از صنایع با بهره‌وری کم به صنایع پیچیده با بهره‌وری بالا انجام می‌شود، تأکید داشتند (لویس، ۱۹۵۵؛ روستو، ۱۹۵۹؛ کالدور، ۱۹۶۷).

پیچیدگی اقتصادی، بیانگر استفاده از فناوری‌های پیشرفته و نوآوری در فرایند تولید است که با تقسیم پیشرفته کار و به‌کارگیری دانش و تکنولوژی، موجب تنوع محصولات تولیدی و افزایش بهره‌وری در فرایند تولید می‌شود. شاخص پیچیدگی اقتصادی، پیچیدگی ساختار تولیدی یک کشور (تعداد محصولاتی که صادر می‌کند) و فراگیر بودن محصولات آن (تعداد کشورهایی که آن محصول را صادر می‌کنند) را اندازه‌گیری می‌کند (بهار و همکاران، ۲۰۱۴).

دموکراسی

طبق تعریف، دموکراسی یا مردم‌سالاری به حکومتی گفته می‌شود که مردم برای انتخاب قانون و قانون‌گذار حق انتخاب دارند. موضوعاتی مانند آزادی و حقوق برابر، از اصلی‌ترین مباحث دموکراسی است. در توضیح نقش دموکراسی بر رشد و توسعه اقتصادی، این گونه استدلال می‌شود که دموکراسی می‌تواند با محدود کردن قدرت حاکمان، کاهش درگیری‌های اجتماعی، جلوگیری از رانت‌های اقتصادی توسط گروه‌های قدرتمند سیاسی، تأثیرات مفیدی بر اقتصاد داشته باشند (عجم اوغلو، ۲۰۰۸).

زکریا (۱۹۹۷)، بین دموکراسی لیبرال و غیرلیبرال تفاوت قائل می‌شود. دموکراسی غیرلیبرال یا تعریف حداقلی دموکراسی، تنها شامل حق رأی، تشکیل احزاب سیاسی، انتخاب شدن و رقابت در نظام سیاسی است. در مقابل، دموکراسی‌های لیبرال علاوه بر حقوق سیاسی، با حاکمیت قانون، آزادی بیان، اجتماعات و مذهب مشخص می‌شوند. دموکراسی‌های ضعیف، یعنی دموکراسی‌هایی با حاکمیت قانون ضعیف، سیستمی است که از حقوق سیاسی محافظت می‌کند اما از حقوق مدنی از جمله حقوق فردی، آزادی بیان و حقوق سرمایه‌گذاران حمایت نمی‌کند.

دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی

بررسی ادبیات موضوع، نشان می‌دهد دموکراسی از سه مسیر می‌تواند بر پیچیدگی اقتصادی تأثیر بگذارد؛ «نوآوری»، «سرمایه انسانی» و «توسعه مالی». در ادامه، هر یک از این موارد تشریح می‌شود. **نوآوری**، نشان‌دهنده ایده‌های نو، تجربیات و فرایندهای خلاقانه است که ماحصل آن، تولید محصولات با دانش و فناوری بالا است. نوآوری با توسعه کاربرد این فناوری‌ها و کمک به جذب سرریز

-
1. Lewis (1955)
 2. Rostow (1959)
 3. Kaldor (1967)
 4. Bahar et al. (2014)
 5. Acemoglu (2008)
 6. Zakaria (1997)

محصولات با فناوری پیشرفته، پیچیدگی اقتصادی را افزایش می‌دهد. (آرکولاکیس و همکاران، ۲۰۱۸).

دموکراسی، آزادی فردی را تسهیل، و از حقوق مالکیت حفاظت می‌کند و در نهایت، با ایجاد نهادهایی که فناوری‌های جدید را ترویج می‌دهند، موجب پیشرفت نوآوری می‌شوند. پوپر (۲۰۰۵) اظهار می‌کند که کشورهای دموکراتیک، عملکرد بهتری را در نوآوری به دلیل سیاست توسعه، آزادی فردی و حفاظت از مالکیت، دارند. دموکراسی با ارائه اشکال مختلف سرمایه سیاسی مانند آزادی و حمایت از حقوق مالکیت، بر نوآوری تأثیر دارد.

فلوریدا (۱۹۹۵)، استدلال کرد که آزادی بیشتر منجر به عملکرد بالاتر نوآوری از طریق افراد مستعدی که در فعالیت‌های نوآورانه و فناوری پیشرفته شرکت دارند، می‌شود. همچنین آزادی‌های بیشتر، موجب تقویت دانش و خلاقیت می‌شود.

استیگلتز (۲۰۰۷)، بیان کرد که یک محیط امن برای ظهور فناوری‌های جدید لازم است. دی‌هان و استورم (۲۰۰۳)، بیان کردند که آزادی اقتصادی در سیستم‌های دموکراتیک، منجر به نوآوری بالاتر با بهبود حمایت از حقوق مالکیت می‌شود.

از زمان مطالعه پوپر، که نشان داد ساختارهای اجتماعی دموکراتیک و لیبرال به احتمال زیاد نوآوری را تقویت می‌کنند (پوپر، ۲۰۰۵)، در مطالعات تجربی زیادی سعی شد که این فرضیه را مورد بررسی و آزمون قرار دهند (گائو و همکاران، ۲۰۱۷؛ وانگ و همکاران، ۲۰۲۱). اغلب این مطالعات نقش کلیدی که دموکراسی بر نوآوری دارد را تأیید می‌کنند. نتایج این مطالعات نشان می‌دهد یک رژیم دموکراتیک، بهتر می‌تواند آزادی اقتصادی و حمایت از حقوق مالکیت را که برای نوآوری علمی و فناوری ضروری است، تضمین کند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۱).

علاوه بر این، نهادهای خوب، از طریق دموکراسی، ثبت اختراع، تبادل و انتشار دانش را در بین محققان ترویج می‌کنند و موجب کاهش عدم اطمینان در فعالیت‌های اقتصادی می‌شوند (تبادل و المصلی، ۲۰۱۳).

بدین ترتیب، می‌توان گفت که افزایش دموکراسی با افزایش نوآوری، پیچیدگی اقتصادی را بهبود می‌بخشد.

1. Arkolakis et al. (2018)
2. Popper (2005)
3. Florida (1995)
4. Stiglitz (2007)
5. De Haan & Sturm (2003)
6. Popper (2005)
7. Gao et al. (2017)
8. Wang et al. (2021)
9. Wang et al. (2021)
10. Tebaldi & Elmslie (2013)

سرمایه انسانی، به معنی شایستگی‌ها و قابلیت‌های فردی و اجتماعی افراد در جهت خلق ارزش افزوده اقتصادی است. نظریه رشد درونزا بر نقش سرمایه انسانی در هدایت عملکرد اقتصادی تأکید دارد. پیچیدگی اقتصادی، که با کسب قابلیت‌های تولیدی جدید و هدایت منابع به سمت فعالیت‌های تولیدی به دست می‌آید، با افزایش کیفیت سرمایه انسانی، رابطه مستقیم دارد (عجم اوغلو، ۲۰۰۸، زبیری و مومنی ۱۳۹۹).

دموکراسی، با ایجاد رقابت بین نخبگان برای جلب رضایت رأی‌دهندگان، آن‌ها را در برابر رأی‌دهندگان پاسخگو می‌کند، که این امر مستلزم آن است که رهبران منتخب دموکراتیک بیشتر به مسائل توسعه انسانی (لیک و باوم، ۲۰۰۱)، برای سرمایه‌گذاری بیشتر در هزینه‌های بهداشت و آموزش (براون و هانتز، ۲۰۰۴؛ راس، ۲۰۰۶؛ بلوم و همکاران، ۲۰۲۱) که همگی موجب ارتقاء توسعه سرمایه انسانی می‌شود، توجه داشته باشند.

دموکراسی، نیروی محرکه کلیدی در انباشت سرمایه انسانی و تخصیص منابع انسانی بین فعالیت‌های مولد و غیرمولد است. جامعه دموکراتیک از طریق ارائه بازدهی بالاتر برای انباشت دانش و آموزش، به سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی کمک می‌کند (نورث، ۱۹۹۰؛ بامول، ۱۹۹۶).

نورث^۷ (۱۹۹۰)، استدلال می‌کند کشورهایی که دارای امنیت، حقوق مالکیت و دموکراسی موثرتری هستند، بیشتر در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری خواهند کرد. به بیان دیگر، تشکیل سرمایه انسانی در یک کشور دموکراتیک، بهتر و کاراتر از یک کشور استبدادی است (دوکولیاگوس و الوباس اوغلو، ۲۰۰۸).

بدین ترتیب، دموکراسی از طریق ترویج انباشت سرمایه انسانی، پیچیدگی اقتصادی را افزایش می‌دهند.

توسعه مالی، به معنی توسعه مجموعه‌ای از مؤسسات، ابزارها، بازارها و همچنین چهارچوب قانونی و نظارتی است که امکان انجام معاملات از طریق اعطای اعتبار را فراهم می‌کند. اساساً، توسعه بخش مالی مربوط به غلبه بر "هزینه‌های" تحمیل شده در سیستم مالی است. این فرایند کاهش هزینه‌های کسب اطلاعات، اجرای قراردادها و انجام معاملات، سبب گسترش قراردادهای مالی، بازارها و واسطه‌های مالی شده است.

-
1. Acemoglu (2008)
 2. Lake & Baum (2001)
 3. Brown & Hunter (2004)
 4. Ross (2006)
 5. Blum et al. (2021)
 6. Baumol (1996)
 7. North (1990)
 8. Doucouliagos & Ulubaşoglu (2008)

دموکراسی به عنوان محرک مهمی برای بازارهای مالی شناخته شده است (عجم اوغلو و جانسون^۱، ۲۰۰۵؛ هابر و همکاران^۲، ۲۰۰۸؛ دلیس و همکاران^۳، ۲۰۲۰).

هابر و همکاران (۲۰۰۸)، استدلال می کنند که باز بودن و رقابت پذیری سیستم سیاسی یک کشور در باز بودن و رقابت پذیری سیستم مالی آن کشور منعکس می شود. دموکراسی با تشویق در مشارکت سیاسی و رقابت، قدرت دولت را برای کنترل و سرکوب سیستم مالی محدود می کند و در نتیجه، خطر رفتار غارتگرانه و فرصت طلبانه را کاهش می دهد و سیستم بانکی رقابتی و کارآمدتری ایجاد می کنند (هابر و همکاران، ۲۰۰۸).

عجم اوغلو و جانسون (۲۰۰۵)، دموکراسی با تضمین آزادی های مدنی، جریان اطلاعات را ارتقاء و عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه های مبادله را کاهش می دهد، و منجر به عملکرد کارآمد بازارهای مالی می شود.

از طرف دیگر، توسعه مالی از جمله عوامل مؤثر در پیچیدگی اقتصادی است (نجانگانگ و همکاران^۴، ۲۰۲۱؛ نگوین و سو، ۲۰۲۱؛ نگوین و همکاران^۵، ۲۰۲۰؛ چو، ۲۰۲۰)، چرا که افزایش پیچیدگی یک اقتصاد، مستلزم افزایش سرمایه گذاری در صنایع با فناوری پیشرفته است که به سرمایه گذاری های بالادستی عظیم در ترویج و گسترش نوآوری نیاز دارند. انتظار می رود که یک بازار مالی کارا تر، در کاهش هزینه ها، تخصیص منابع کمیاب، ارزیابی پروژه های نوآورانه که به پیچیدگی سیستم اقتصادی کمک می کند و مدیریت ریسک، عملکرد بهتری داشته باشد و توسعه فناوری های جدید را تقویت کند (سو و همکاران^۶، ۲۰۱۴).

از همین رو، دموکراسی می تواند با ارتقاء توسعه مالی، پیچیدگی اقتصادی را افزایش دهد.

۳. پیشینه پژوهش

همان گونه که پیش از این اشاره شد، از زمان معرفی مفهوم پیچیدگی اقتصادی توسط هاسمن و هیدالگو در سال ۲۰۰۷، مطالعات در این زمینه به سرعت گسترش یافته است. بنابراین در این قسمت، تنها به برخی از مطالعات مرتبط و نزدیک با پژوهش حاضر، به اختصار پرداخته می شود.

1. Acemoglu & Johnson (2005)
2. Haber et al. (2008)
3. Delis et al. (2020)
4. Njangang et al. (2021)
5. Nguyen & Su (2021)
6. Nguyen et al. (2020)
7. Chu (2020)
8. Hsu et al. (2014)

کابرال و ویگا^۱ (۲۰۱۰)، با استفاده از داده‌های ۴۸ کشور طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۰، با روش تحلیل آماری مقادیر^۲، دریافتند که بهبود عوامل نهادی، سیاسی و آموزشی، نقش مهمی در افزایش پیچیدگی دارد.

هارتمن و همکاران^۳ (۲۰۱۷)، با استفاده از اطلاعات ۱۵۰ کشور طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۶۳ و روش اثرات ثابت^۴، ارتباط میان پیچیدگی اقتصادی، نهادها و اختلاف درآمدی را بررسی کردند و استدلال داشتند، کشورهایی که پیچیدگی اقتصادی بالاتری دارند، از نابرابری درآمدی کمتر برخوردارند و نهادها در این ارتباط از نقشی تعیین‌کننده برخوردارند.

کوچندا و پگوسیان^۵ (۲۰۱۸)، با استفاده از داده‌های ۱۰۱ کشور طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۱، با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۶ و شبیه‌سازی مونت کارلو^۷، دریافتند تولید سرانه و کیفیت نهادی، تأثیر زیادی بر پیچیدگی اقتصادی دارد.

ویتسل و همکاران^۸ (۲۰۲۱)، با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۱۲۴ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۷، با استفاده از روش اثرات ثابت^۹ و گشتاورهای تعمیم‌یافته، تأثیر دموکراسی را بر پیچیدگی نشان می‌دهند. یافته‌های آن‌ها نشان‌دهنده اهمیت حکمرانی دموکراتیک و سیستم‌های پیچیده در کارایی دانش در سطح ملی است.

وو^{۱۰} (۲۰۲۲)، با استفاده از اطلاعات ۱۱۵ کشور که توسط خانه آزادی ثبت شده و روش حداقل مربعات معمولی^{۱۱} و حداقل مربعات دو مرحله‌ای، تأثیر نهادها بر پیچیدگی اقتصادی را بررسی، و استدلال می‌کند که ارتباطی مثبت بین نهادها و پیچیدگی اقتصادی وجود دارد.

نجانگانگ و نووه-نجویا^{۱۲} (۲۰۲۳)، تأثیر دموکراسی را بر پیچیدگی اقتصادی با استفاده از پانل نامتوازن در ۱۱۶ کشور با استفاده از روش اثرات ثابت و حداقل مربعات دو مرحله‌ای، مورد بررسی قرار می‌دهند. آن‌ها استدلال می‌کنند که دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی مؤثر است.

هوانگ و چو^{۱۳} (۲۰۲۳)، تأثیر کیفیت نهادی بر پیچیدگی اقتصادی را با استفاده از اطلاعات ۹۸ کشور طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۲ و روش اثرات ثابت، بررسی، و استدلال می‌کنند که در هر کشوری

-
1. Cabral & Veiga (2010)
 2. Relative Standard Error (RSE)
 3. Hartmann et al. (2017)
 4. Fixed effects
 5. Kočenda & Poghosyan (2018)
 6. Generalized Method of Moments (GMM)
 7. Monte Carlo
 8. Whetsell et al. (2021)
 9. Fixed effects
 10. Vu (2022)
 11. Ordinary Least Squares (OLS)
 12. Njangang & Nvuh-Njoya (2023)
 13. Hoang & Chu (2023)

برای ارتقاء پیچیدگی اقتصادی، به مجموعه مختلفی از نهادها نیاز است و کیفیت نهادی موجب افزایش پیچیدگی اقتصادی می‌شود.

ریورا و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، با استفاده از اطلاعات ۱۷ کشور متعلق به آمریکای لاتین و ۱۰ کشور با بیشترین پیچیدگی اقتصادی طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۶ و با به‌کارگیری روش داده‌های تابلویی^۲، اثر سرمایه انسانی، کیفیت نهادها و جهانی شدن را بر پیچیدگی اقتصادی بررسی کردند و نشان دادند که این عوامل، تأثیر مثبتی بر پیچیدگی اقتصادی دارند.

ندویا و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، با استفاده از اطلاعات ۹۲ کشور طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۵ و روش حداقل مربعات معمولی و اثرات ثابت، تأثیر توسعه مالی بر پیچیدگی اقتصادی را با در نظر گرفتن سطوح مختلف ثبات در میان کشورها بررسی کردند و نشان دادند که در کشورهایی که ثبات اقتصادی بیشتری دارند، عملکرد توسعه مالی بر پیچیدگی اقتصادی بیشتر است.

الهی و همکاران (۱۳۹۷)، تأثیر عوامل نهادی بر روی شاخص پیچیدگی اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را بررسی، و استدلال کردند که عوامل نهادی، بر پیچیدگی اقتصادی مؤثر است.

آقایی و همکاران (۱۳۹۷)، در دو گروه کشورهای با درآمد سرانه بالاتر و پایین‌تر از متوسط طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۶ با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، ارتباط بین حقوق مالکیت فکری و پیچیدگی اقتصادی را نشان می‌دهند و استدلال می‌کنند که این ارتباط در کشورهای با درآمد سرانه بالاتر از متوسط، مثبت است.

شاه‌آبادی و چایانی (۱۳۹۸)، تأثیر جذب فناوری و کارآفرینی بر پیچیدگی اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۸ با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، بررسی کردند و نشان دادند که جذب سرریز فناوری، تأثیر مثبت و بی‌معنی، و کارآفرینی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر پیچیدگی اقتصادی دارد.

زبیری و مومنی (۱۳۹۹)، سرمایه انسانی و پیچیدگی اقتصاد در ایران را طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۰ با روش تصحیح خطای برداری^۴ و خودرگرسیون با وقفه توزیعی^۵ بررسی کردند و نشان دادند که سهم مخارج تحقیق و توسعه از تولید ناخالص داخلی، رابطه معناداری با شاخص پیچیدگی اقتصادی ندارد؛ اما، مخارج دولت در آموزش عالی، یک متغیر مؤثر بر پیچیدگی اقتصادی است.

سپهردوست و همکاران (۱۳۹۹)، به بررسی تأثیر سیاست آزادی تجاری دولت بر پیچیدگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۲ با روش خودرگرسیون برداری پانل دیتاء

1. Rivera et al. (2023)

2. Panel Data

3. Ndoya et al. (2023)

4. Vector Error-Correction Model (VECM)

5. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

6. Panel Vector Autoregressive (PVAR)

پرداختند و استدلال کردند که با بروز شوک مثبت از جانب متغیر آزادی تجاری، پیچیدگی اقتصادی افزایش می‌یابد.

مومنی و زبیری (۱۴۰۰)، رابطه فناوری اجتماعی و پیچیدگی اقتصادی را در ۱۳۷ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۸ با روش خودرگرسیون برداری پانلی مورد بررسی قرار دادند. نتایج بررسی آن‌ها، اثرگذاری دوسویه و مثبت بین فناوری اجتماعی و پیچیدگی اقتصادی را نشان داد.

شاه‌آبادی و همکاران (۱۴۰۰)، اثر همزمان جهانی شدن با نوآوری را بر پیچیدگی اقتصادی ۱۶ کشور طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۸ با استفاده از رهیافت پانل دیتا بررسی کردند و نشان دادند که جهانی شدن و نوآوری، دارای تأثیر مثبت بر پیچیدگی اقتصادی است.

شاه‌آبادی و معتمد (۱۴۰۰)، اثر متقابل فراوانی منابع طبیعی بر پیچیدگی اقتصادی در کشورهای منتخب نفتی را طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۷ با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بررسی کردند و نشان دادند که فراوانی منابع طبیعی از کانال حکمرانی، اثر مثبت و معنادار، و مهاجرت نخبگان، اثر منفی و معنادار با پیچیدگی اقتصادی دارد.

عظیمی و عظیمی (۱۴۰۱)، با استفاده از اطلاعات ۱۱۰ کشور طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۲، تأثیر جهانی شدن بر پیچیدگی اقتصادی را بررسی کردند و نشان دادند که شاخص جهانی شدن، تأثیر مثبت بر پیچیدگی اقتصادی دارد.

اله‌قلی و مومنی (۱۴۰۲)، به بررسی عوامل مؤثر بر پیچیدگی اقتصادی ایران براساس رهیافت نظم‌های اجتماعی طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۹۹ می‌پردازند و نشان می‌دهند که شاخص حقوق مالکیت بین‌المللی نسبت به شاخص‌های سهولت انجام کسب و کار و آزادی اقتصادی، از رابطه مثبت قوی‌تری برخوردار است.

مرور مطالعات داخلی و خارجی نشان می‌دهد، مطالعات محدودی به بررسی نقش دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی پرداخته‌اند و مطالعه در این زمینه در ابتدای راه است. ویژگی پژوهش حاضر، این است که به بررسی تأثیر انواع دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی و مقایسه آن میان کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته می‌پردازد و در این راستا، از رویکرد متفاوتی نسبت به مطالعات گذشته استفاده می‌شود.

۴. روش‌شناسی پژوهش

بسیاری از مطالعات در مورد دموکراسی، از شاخص ترکیبی استفاده می‌کنند که از بانک اطلاعات نهادهای سیاسی^۱ قابل دسترس است و همچنین شاخص‌های آزادی^۲ که به‌طور گسترده در مطالعات مورد استفاده قرار می‌گیرد. مدت‌ها است در مورد تأثیرات و عوامل تعیین‌کننده دموکراسی، از شاخص سیاسی Polity Index استفاده می‌شود. اگرچه این معیار، این مزیت را دارد که در تعداد زیادی از

کشورها (۱۶۷) و برای مدت طولانی (از سال ۱۸۰۰) در دسترس است، اما این ضعف را دارد که به دموکراسی فقط از نظر آزادی‌های مدنی و حقوق سیاسی نگاه می‌کند (اسکارسون و اوتوسن، ۲۰۱۰). پایگاه اطلاعاتی V-DEM پنج بعد دموکراسی را برای ۲۰۱ کشور در دوره ۱۷۸۹ الی ۲۰۲۱ معرفی می‌کند که هر کدام از چندین جزء فرعی تشکیل شده، و عبارت است از دموکراسی انتخاباتی^۲، دموکراسی لیبرال^۳، دموکراسی مشارکتی^۴، دموکراسی مشورتی^۵، دموکراسی مساوات‌طلبانه^۶ (کاپچ و همکاران، ۲۰۲۱).

این معیار دموکراسی، از صفر (کیفیت ضعیف دموکراسی) تا یک (بهترین کیفیت دموکراسی) متغیر است، به طوری که افزایش این معیار، حاکی از بهبود دموکراسی است (نجانانگ و نووه-نجویا، ۲۰۲۳). در پژوهش حاضر از این شاخص پنج‌گانه برای برآورد مدل استفاده می‌کنیم.

معادله ۱ مدل پویای بین دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی را نشان می‌دهد. به منظور برآورد اثر دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی، مدل زیر با تکیه بر مطالعات (نجانانگ و نووه-نجویا، ۲۰۲۳) تصریح شده است:

$$EC_{it} = \theta EC_{it-1} + \beta_1 Demo_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 POP_{it} + \eta_i + \lambda_t + U_{it} \quad (1)$$

که در آن، EC_{it} پیچیدگی اقتصادی متغیر وابسته پژوهش است. شاخص پیچیدگی اقتصادی توسط هاسمن و هیدالگو^۹ (۲۰۰۷) معرفی و در اطلس پیچیدگی ۱۰ اقتصادی منتشر می‌شود. EC تنوع و پیچیدگی ساختار صادرات یک کشور را اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص یک مقیاس بین‌المللی قابل مقایسه از تفاوت‌های بین کشوری در دانش یا قابلیت‌های تولیدی را براساس انواع محصولات تولید شده در ساختارهای اقتصادی یک کشور، ارائه می‌دهد.

$Demo_{it}$ شاخص دموکراسی، و اطلاعات این شاخص از V-DEM^{۱۱} گردآوری شده است. تمامی شاخص‌های دموکراسی در بازه بین ۰ تا ۱ قرار دارند و بین صفر (کیفیت ضعیف دموکراسی)

-
1. Oskarsson & Ottosen (2010)
 2. electoral democracy
 3. liberal democracy
 4. participatory democracy
 5. deliberative democracy
 6. egalitarian democracy
 7. Coppedge et al. (2021)
 8. Njangang & Nvuh-Njoya (2023)
 9. Hausmann & Hidalgo (2007)
 10. Atlas of Economic Complexity
 11. <https://www.v-dem.net/data/the-v-dem-dataset/>

تا یک (بهترین کیفیت دموکراسی) متغیر هستند. برای شاخص دموکراسی از پنج شاخص «دموکراسی انتخاباتی»^۱ *Polyarchy*، «دموکراسی لیبرال»^۲ *Libdem*، «دموکراسی مشارکتی»^۳ *Partipdem*، «دموکراسی مشورتی»^۴ *Delibde*، و «دموکراسی مساوات‌طلبانه»^۵ *Egaldem* استفاده شده است.

معادله ۲ تا ۶، به ترتیب، این پنج شاخص دموکراسی را نشان می‌دهد. در معادله ۷، حقوق سیاسی *Pr* و در معادله ۸ آزادی‌های مدنی *Cl* به منظور تحلیل حساسیت مدل برای نشان دادن ثبات ضرائب

۱. دموکراسی انتخاباتی (حکومت توسط مقامات منتخب): اصل انتخاباتی دموکراسی به دنبال پاسخگو کردن حاکمان به شهروندان از طریق رقابت انتخاباتی برای تأیید رأی‌دهندگان در شرایطی به دست می‌آید که حق رأی گسترده است و در آن، سازمان‌های سیاسی و جامعه مدنی می‌توانند آزادانه فعالیت کنند. انتخابات سالم است و با تقلب یا بی‌نظمی سیستماتیک خدشه‌دار نمی‌شود. انتخابات بر ترکیب رئیس اجرایی کشور، تأثیر می‌گذارد. در انتخابات، آزادی بیان و رسانه مستقل وجود دارد که قادر به ارائه دیدگاه‌های جایگزین در مورد موضوعات مرتبط با سیاست است. در طرح مفهومی V-DEM، دموکراسی انتخاباتی به عنوان یک عنصر اساسی از هر مفهوم دیگری از دموکراسی نمایندگی لیبرال، مشارکتی، مشورتی و مساوات‌طلبانه درک می‌شود.

۲. دموکراسی لیبرال (حقوق فردی و مدنی): اصل لیبرال دموکراسی بر اهمیت حمایت از حقوق فردی و اقلیت‌ها در برابر استبداد دولت و استبداد اکثریت تأکید دارد. مدل لیبرال دیدگاه "منفی" از قدرت سیاسی را در نظر می‌گیرد؛ تا آنجا که کیفیت دموکراسی را با محدودیت‌های اعمال‌شده توسط دولت قضاوت می‌کند. این امر، با آزادی‌های مدنی تحت حمایت قانون اساسی، حاکمیت قوی قانون، قوه قضایی مستقل و کنترل‌ها و موازنه‌های مؤثر که در مجموع، اعمال قدرت اجرایی را محدود می‌کنند، به دست می‌آید.

۳. دموکراسی مشارکتی (حق رأی و مشارکت): اصل مشارکتی دموکراسی بر مشارکت فعال شهروندان در تمامی فرایندهای سیاسی اعم از انتخاباتی و غیرانتخاباتی تأکید دارد. تفویض اختیار به نمایندگان، هر جا که امکان‌پذیر باشد، حکومت مستقیم توسط شهروندان ترجیح داده می‌شود. بنابراین، این مدل از دموکراسی حق رأی را به عنوان یک امر، مسلم می‌داند و بر مشارکت در سازمان‌های مدنی و نهادهای منتخب محلی تأکید می‌کند. همچنین این شاخص، سطح دموکراسی انتخاباتی را به عنوان شاخصی از دموکراسی مشارکتی در نظر می‌گیرد.

۴. دموکراسی مشورتی (شیوه تصمیم‌گیری سیاسی): بر مبنای اصل مشورتی دموکراسی، تصمیمات سیاسی گرفته می‌شود. در دموکراسی مشورتی استدلال‌ها عموماً بر منفعت عموم متمرکز و تصمیمات سیاسی را برانگیخته می‌کند. بر اساس این اصل، دموکراسی به چیزی فراتر از تجمیع ترجیحات نیاز دارد. همچنین گفت‌وگوی محترمانه در همه سطوح، از ترجیح اولویت تا تصمیم نهایی، وجود دارد و سطح دموکراسی انتخاباتی را نیز در نظر می‌گیرد.

۵. دموکراسی مساوات‌طلبانه (توزیع حقوق منابع و قدرت): اصل برابری طلبانه دموکراسی، بر این باور است که نابرابری‌های مادی و غیرمادی مانع اعمال حقوق و آزادی‌های رسمی و موجب کاهش مشارکت شهروندان از همه گروه‌های اجتماعی می‌گردد. دموکراسی برابری‌طلبانه، زمانی حاصل می‌شود که از حقوق و آزادی‌های افراد در همه گروه‌های اجتماعی به صورت مساوی حمایت شود؛ منابع به صورت مساوی در بین همه اقشار اجتماعی توزیع گردد؛ تمامی افراد و احاد مردم از دسترسی برابر به قدرت برخوردار باشند. این شاخص، سطح دموکراسی انتخاباتی را نیز در نظر می‌گیرد.

برآوردی الگوی پژوهش، جایگزین شاخص دموکراسی شده‌اند. این دو مقیاس از ۱ تا ۷ اندازه‌گیری می‌شوند. ۱، بالاترین درجه آزادی و حقوق سیاسی و ۷، کمترین را نشان می‌دهد. داده‌های این متغیر از پایگاه اطلاعاتی خانه آزادی^۱ استخراج شده است.

$$EC_{it} = \theta EC_{it-1} + \beta_1 Polyarchy_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 POP_{it} + \eta_i + \lambda_t + U_{it} \quad (۲)$$

$$EC_{it} = \theta EC_{it-1} + \beta_1 Libdem_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 POP_{it} + \eta_i + \lambda_t + U_{it} \quad (۳)$$

$$EC_{it} = \theta EC_{it-1} + \beta_1 Partipdem_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 POP_{it} + \eta_i + \lambda_t + U_{it} \quad (۴)$$

$$EC_{it} = \theta EC_{it-1} + \beta_1 Delibdem_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 POP_{it} + \eta_i + \lambda_t + U_{it} \quad (۵)$$

$$EC_{it} = \theta EC_{it-1} + \beta_1 Egaldem_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 POP_{it} + \eta_i + \lambda_t + U_{it} \quad (۶)$$

$$EC_{it} = \theta EC_{it-1} + \beta_1 Pr_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 POP_{it} + \eta_i + \lambda_t + U_{it} \quad (۷)$$

$$EC_{it} = \theta EC_{it-1} + \beta_1 Cl_{it} + \beta_2 g_{it} + \beta_3 GS_{it} + \beta_4 POP_{it} + \eta_i + \lambda_t + U_{it} \quad (۸)$$

سایر متغیرهای مدل عبارتند از: g_{it} رشد اقتصادی (به قیمت ثابت ۲۰۱۵)، GS_{it} اندازه دولت (نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی)، POP_{it} اندازه جمعیت (۶۴-۱۵ در سن کار نسبت به کل جمعیت) است. همچنین طبق ادبیات موجود، انتظار بر این است بین انواع دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی، یک رابطه مثبت و معنادار برقرار باشد. η_i و λ_t به ترتیب، بیانگر اثرات ثابت فردی (مقطعی) و اثرات زمان (متغیر مجازی زمان) و U_{it} نیز جز اخلاص مدل می‌باشد. η_i در معادله جمله اثرات مقطعی (کشور) است که شامل متغیرهای مشاهده نشده و غیرقابل اندازه‌گیری اثرگذار بر نوسانات رشد اقتصادی کشورها می‌باشد.

داده‌های پژوهش، مربوط به سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۵ است، و با توجه به حدود زمانی پژوهش و متغیرهای کنترل در مدل، ۱۰۹ کشور (۶۵ کشور در حال توسعه و ۴۴ کشور توسعه‌یافته) دارای داده متواتر و کامل از تمامی قاره‌ها هستند و شامل کشور ایران نیز می‌باشد. در جدول ۱، ۲ و ۳ مشخصات آماری متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول ۱: مشخصات آماری متغیرهای پژوهش (کشورهای در حال توسعه)

متغیرها	میانگین	میان	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی
پیچیدگی اقتصادی (۲/۵+۲/۵-)	-۰/۴۳	-۰/۴۶	۱/۲۵	-۲/۲۷	۰/۶۳	۰/۱۳
دموکراسی انتخابی (۱-۰)	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۹۱	۰/۰۱	۰/۲۲	۰/۱۷
دموکراسی لیبرال (۱-۰)	۰/۳۱	۰/۲۷	۰/۸۶	۰/۰۱	۰/۳۱	۰/۶۳
دموکراسی مشارکتی (۱-۰)	۰/۲۷	۰/۲۵	۰/۷۰	۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۳۹
دموکراسی مشورتی (۱-۰)	۰/۳۴	۰/۳۰	۰/۸۶	۰/۰۱	۰/۲۱	۰/۴۸
دموکراسی مساوات طلبانه (۱-۰)	۰/۳۰	۰/۲۵	۰/۸۲	۰/۰۶	۰/۱۶	۰/۹۱
حقوق سیاسی (۷-۱)	۴/۲۵	۴/۰۰	۷/۰۰	۱/۰۰	۱/۹۳	-۰/۱۱
آزادی‌های مدنی (۷-۱)	۴/۱۰	۴/۰۰	۷/۰۰	۱/۰۰	۱/۴۳	۰/۰۵
رشد اقتصادی (/)	۴/۰۶	۴/۲۳	۸۸/۹۵	-۲۱/۳۹	۴/۷۶	۲/۹۵
اندازه دولت (/)	۱۴/۰۰	۱۳/۴۸	۳۹/۸۸	۲/۰۴	۴/۹۲	۱/۱۵
اندازه جمعیت (/)	۶۱/۵۱	۶۲/۳۷	۷۶/۰۲	۴۷/۲۸	۶/۴۱	-۰/۱۶

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۱. آلبانی، ارمنستان، آذربایجان، بوركینافاسو، بنگلادش، بوسنی و هرزگوین، بولیوی، برزیل، آرژانتین، شیلی، چین، کامرون، جمهوری دموکراتیک کنگو، کنگو، کلمبیا، کاستاریکا، کوبا، دومینیکن، الجزایر، اکوادور، مصر، گابون، غنا، گینه، گواتمالا، هندوراس، اندونزی، هند، ایران، جامائیکا، اردن، قزاقستان، کنیا، قرقیزستان، کامبوج، کویت، لبنان، مراکش، ماداگاسکار، مکزیک، مالی، مغولستان، موریتانی، موریس، نیکاراگوئه، عمان، پاکستان، پاناما، پرو، فیلیپین، پاراگوئه، عربستان سعودی، سنگال، السالوادور، توگو، تایلند، تاجیکستان، ترکمنستان، تونس، تانزانیا، اوگاندا، آفریقای جنوبی، ازبکستان، ویتنام و زیمبابوه.
۲. استرالیا، اتریش، بلژیک، بلغارستان، بلاروس، کانادا، سوئیس، قبرس، جمهوری چک، آلمان، دانمارک، اسپانیا، استونی، فنلاند، فرانسه، انگلستان، گرجستان، یونان، کرواسی، مجارستان، ایرلند، اسرائیل، ایتالیا، ژاپن، کره جنوبی، لیتوانی، لتونی، مولداوی، مقدونیه شمالی، مالزی، هلند، نروژ، نیوزلند، لهستان، پرتغال، رومانی، روسیه، سنگاپور، جمهوری اسلواکی، اسلونی، سوئد، ترکیه، اوکراین و ایالات متحده.

جدول ۲: مشخصات آماری متغیرهای پژوهش (کشورهای توسعه یافته)

متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی
پیچیدگی اقتصادی (۲/۵+۲/۵-)	۱/۰۵	۱/۰۵	۲/۶۳	-۰/۴۹	۰/۶۵	۰/۰۷۸
دموکراسی انتخابی (۱-)	۰/۷۵	۰/۸۴	۰/۹۲	۰/۱۷	۰/۱۸	-۱/۴۵
دموکراسی لیبرال (۱-)	۰/۶۷	۰/۷۶	۰/۸۹	۰/۰۳	۰/۲۲	-۱/۲۶
دموکراسی مشارکتی (۱-)	۰/۵۳	۰/۶۰	۰/۸۱	۰/۰۶	۰/۱۷	-۱/۱۸
دموکراسی مشورتی (۱-)	۰/۶۴	۰/۷۴	۰/۸۸	۰/۰۴	۰/۲۱	-۱/۱۰
دموکراسی مساوات طلبانه (۱-)	۰/۶۶	۰/۷۴	۰/۸۸	۰/۱۹	۰/۱۸	-۱/۰۳
حقوق سیاسی (۱-۷)	۱/۷۷	۱/۰۰	۷/۰۰	۱/۰۰	۱/۴۱	۱/۹۶
آزادی‌های مدنی (۱-۷)	۱/۹۷	۱/۰۰	۷/۰۰	۱/۰۰	۱/۳۲	۱/۴۷
رشد اقتصادی (%)	۲/۷۱	۲/۸۷	۱۴/۵۱	-۱۵/۱۳	۳/۷۴	-۰/۹۰
اندازه دولت (%)	۱۸/۸۳	۱۹/۰۷	۲۸/۸۰	۷/۶۹	۳/۸۹	-۰/۳۵
اندازه جمعیت (%)	۶۷/۰۶	۶۶/۸۸	۷۸/۵۴	۵۸/۴۳	۲/۷۸	۰/۵۹

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

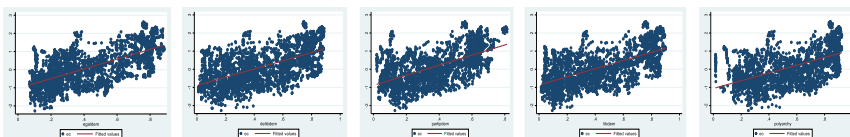
جدول ۳: مشخصات آماری متغیرهای پژوهش (کل کشورها)

متغیرها	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی
پیچیدگی اقتصادی (۲/۵+۲/۵-)	۰/۱۶	۰/۱۲	۲/۶۳	-۲/۲۷	۰/۹۷	۰/۲۲
دموکراسی انتخابی (۱-)	۰/۵۷	۰/۶۰	۰/۹۲	۰/۰۱	۰/۲۶	-۰/۲۷
دموکراسی لیبرال (۱-)	۰/۴۵	۰/۴۲	۰/۸۹	۰/۰۱	۰/۲۷	۰/۰۵
دموکراسی مشارکتی (۱-)	۰/۳۷	۰/۳۷	۰/۸۱	۰/۰۱	۰/۲۱	-۰/۰۰۸
دموکراسی مشورتی (۱-)	۰/۴۶	۰/۴۴	۰/۸۸	۰/۰۱	۰/۲۶	-۰/۰۰۳
دموکراسی مساوات طلبانه (۱-)	۰/۴۴	۰/۳۸	۰/۸۸	۰/۰۶	۰/۲۴	۰/۲۵
حقوق سیاسی (۱-۷)	۳/۲۵	۳/۰۰	۷/۰۰	۱/۰۰	۲/۱۲	۰/۴۳
آزادی‌های مدنی (۱-۷)	۳/۲۴	۳/۰۰	۷/۰۰	۱/۰۰	۱/۷۴	۰/۲۸
رشد اقتصادی (%)	۳/۵۲	۳/۷۰	۸۸/۹۵	-۲۱/۳۹	۴/۴۳	۲/۰۶
اندازه دولت (%)	۱۵/۹۵	۱۵/۸۰	۳۹/۸۸	۲/۰۴	۵/۱۱	۰/۳۵
اندازه جمعیت (%)	۶۳/۷۵	۶۵/۳۳	۷۸/۵۴	۴۷/۲۸	۵/۹۲	-۰/۷۰

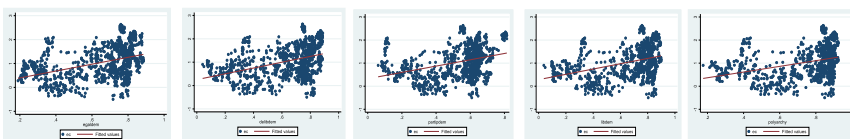
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

باتوجه با شاخص دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی، در ۱۰۹ کشور مورد بررسی، مشاهده می‌شود که کشورهای با سطح بالای دموکراسی، از پیچیدگی اقتصادی بیشتری برخوردارند. همبستگی میان دموکراسی انتخابی و پیچیدگی اقتصادی در ۱۰۹ کشور مورد بررسی، ۰/۵۷ (در ۶۵ کشور در حال توسعه ۰/۱۹ و ۴۴ کشور توسعه یافته ۰/۳۵) برآورد شده است که در سطح ۰/۰۱ معنادار است. همبستگی میان دموکراسی لیبرال و پیچیدگی اقتصادی، ۰/۶۳ (در کشورهای در حال توسعه ۰/۲۷ و در کشورهای توسعه یافته ۰/۳۸) برآورد شده است که در سطح ۰/۰۱ معنادار است. همبستگی میان دموکراسی مشارکتی و پیچیدگی اقتصادی در ۱۰۹ کشور مورد بررسی، ۰/۵۹ (در کشورهای در حال توسعه ۰/۲۰ و در کشورهای توسعه یافته ۰/۳۵) برآورد شده است که در سطح ۰/۰۱ معنادار است.

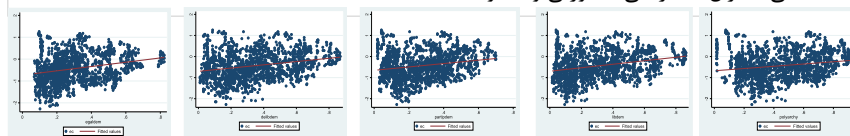
همبستگی میان دموکراسی مشورتی و پیچیدگی اقتصادی، $0/60$ (در کشورهای درحال توسعه $0/256$ و در کشورهای توسعه یافته $0/40$) برآورد شده است که در سطح $0/01$ معنادار است. همبستگی میان دموکراسی مساوات طلبانه و پیچیدگی اقتصادی، $0/68$ (در کشورهای درحال توسعه $0/255$ و در کشورهای توسعه یافته $0/41$) برآورد شده است که در سطح $0/01$ معنادار است (نمودار ۱).



الف) به ترتیب، از راست به چپ، دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی کل کشورها (دموکراسی انتخاباتی، لیبرال، مشارکتی، مشورتی و مساوات طلبانه)



ب) به ترتیب، از راست به چپ، دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی کشورهای توسعه یافته (دموکراسی انتخاباتی، لیبرال، مشارکتی، مشورتی و مساوات طلبانه)



ج) به ترتیب، از راست به چپ، دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی کشورهای درحال توسعه (دموکراسی انتخاباتی، لیبرال، مشارکتی، مشورتی و مساوات طلبانه)

نمودار ۱: دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

نتایج برآورد تجربی

پیش از انجام آزمون پایایی داده‌ها، به منظور انتخاب آزمون ریشه واحد مناسب، لازم است از آزمون وابستگی بین مقاطع استفاده شود. آزمون‌های ریشه واحد مختلفی برای بررسی پایایی متغیرهای مدل وجود دارد که انتخاب صحیح از بین آن‌ها، نیازمند بررسی وابستگی مقطعی است (بالتاگی، ۲۰۰۸). به منظور بررسی وابستگی بین مقاطع، از آزمون وابستگی بین مقاطع پسران استفاده شده است.

براساس نتایج آزمون وابستگی بین مقاطع پسران، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین مقاطع در برخی از متغیرها، تأیید می‌شود و در برخی از متغیرها، تأیید نمی‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که در کشورهای در حال توسعه، کشورهای توسعه‌یافته و کل کشورها در بین مقاطع مختلف، همبستگی مقطعی وجود دارد. بر همین اساس، از آزمون ریشه واحد ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۷) برای بررسی پایایی متغیرهای مدل استفاده می‌کنیم.

آزمون ریشه واحد در کشورهای در حال توسعه، کشورهای توسعه‌یافته و کل کشورها، نشان می‌دهد که برخی از متغیرها در سطح مانا هستند و برخی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری، مانا می‌شوند. بنابراین، از آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند^۱ (۲۰۰۷) به بررسی وجود رابطه بلندمدت می‌پردازیم. فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی در تمام مدل‌های مورد بررسی، رد می‌گردد. به دیگر بیان، ترکیب متغیرهای مدل در بلندمدت ایستا بوده و می‌توان بدون نگرانی از وجود رگرسیون کاذب، مدل را برآورد نمود.

به منظور اطمینان انتخاب بین روش داده‌های تلفیقی^۲ (پولینگ) و داده‌های ترکیبی^۳ (پانل) پیش از برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی، از آماره F لیمر^۴ با درجه آزادی (N-1, NT-K-N)، که K تعداد متغیرهای توضیحی در مدل، N تعداد مقاطع و T دوره زمانی است استفاده شده است. براساس نتایج حاصل از جدول ۴، روش داده‌های تابلویی تأیید می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون F لیمر

گروه	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
کل کشورها	۲۰۳/۶۹	۱۹۰/۸۲	۱۹۵/۱۵	۱۰۸/۲۸۳۱	۱۹۵/۴۸
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
کشورهای در حال توسعه	۱۰۱/۰۰	۹۸/۵۸	۱۰۰/۰۹	۹۸/۱۶	۱۰۲/۵۰
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
کشورهای توسعه‌یافته	۲۷۱/۵۱	۲۶۲/۶۴	۲۷۰/۸۶	۲۶۰/۴۵	۲۵۴/۰۶
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

در این مطالعه، با توجه به ماهیت مدل و پویا بودن آن، از روش پانل دیتای پویا و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی^۵ بلوندل و باند^۶ (۱۹۹۸) برای برآورد مدل استفاده می‌شود. در

1. Westerlund Cointegration test

2. Pooling Data

3. Panel Data

4. F-Leamer

5. System-Generalized Method of Moments (System GMM)

6. Blundel & Bond (1998)

مدل‌های پویا، متغیر وابسته با یک دوره وقفه در کنار متغیرهای توضیحی در مدل قرار دارد که مشکل خودهمبستگی با اجزای اخلاص در مدل را برطرف می‌کند. همچنین مشکل درونزایی متغیرها و ناهمسانی واریانس هم، به علت استفاده از تخمین‌زننده‌های گشتاوری برطرف می‌شود. این روش هنگامی قابل استفاده است که T (تعداد دوره زمانی) کوچک‌تر از N (تعداد مقاطع) باشد (وربیک، ۲۰۱۷). و سازگاری آن، برپایه فروضی است که تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته بر مبنای درستی آن بنا شده است و توسط دو آزمونی که آرانو و باند^۲ (۱۹۹۱) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) تصریح کردند، به اعتبار فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزار بستگی دارد.

آزمون سارگان^۳ معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. براساس آرانو و باند در تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته، در صورتی جملات دارای توزیع یکنواخت مستقل هستند که جملات اخلاص، دارای خودهمبستگی سریالی از مرتبه اول و فاقد خودهمبستگی سریالی از مرتبه دوم باشند.

جدول ۵: نتایج حاصل از برآورد الگو با تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دو مرحله‌ای (SYS-GMM) - کل کشورها

متغیرها	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
پیچیدگی اقتصادی با یک وقفه	*-۰/۲۹ (-۰/۰۰)	*-۰/۲۸ (-۰/۰۰)	*-۰/۲۸ (-۰/۰۰)	*-۰/۲۸ (-۰/۰۰)	*-۰/۲۷ (-۰/۰۰)
رشد اقتصادی	*-۰/۰۰-۳ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۰-۳ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۰-۳ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۰-۳ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۰-۳ (-۰/۰۰)
اندازه دولت	*-۰/۰۲ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۱ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۲ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۲ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۱ (-۰/۰۰)
اندازه جمعیت	*-۰/۰۱ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۱ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۱ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۱ (-۰/۰۰)	*-۰/۰۰-۸ (-۰/۰۰)
ضریب ثابت	*-۱/۲ (-۰/۰۰)	*-۱/۱ (-۰/۰۰)	*-۱/۲ (-۰/۰۰)	*-۱/۱ (-۰/۰۰)	*-۱/۲ (-۰/۰۰)
دموکراسی انتخاباتی	*-۰/۶۷ (-۰/۰۰)				
دموکراسی لیبرال		*-۰/۷۳ (-۰/۰۰)			
دموکراسی مشارکتی			*-۰/۸۸ (-۰/۰۰)		
دموکراسی مشورتی				*-۰/۶۸ (-۰/۰۰)	
دموکراسی مساوات طلبانه					*-۰/۱۵ (-۰/۰۰)
آزمون‌های تشخیص					
والد	-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۰
خودهمبستگی آرانو-باند (۱)	-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۰	-۰/۰۰
خودهمبستگی آرانو-باند (۲)	-۰/۲۱ ۱	-۰/۲۲ ۱	-۰/۲۱ ۰/۹۹	-۰/۲۲ ۱	-۰/۲۲ ۱

سطح احتمال به صورت () نشان داده شده است. همچنین * معنی‌داری در سطح ۱ درصد، و ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

جدول ۶: نتایج حاصل از برآورد الگو با تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی دو مرحله‌ای (SYS-GMM) - کشورهای در حال توسعه

متغیرها	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۹	مدل ۱۰
پیچیدگی اقتصادی با یک وقفه	۰/۲۴*	۰/۲۶*	۰/۲۵*	۰/۲۴*	۰/۲۵*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
رشد اقتصادی	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۳*	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۳*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
اندازه دولت	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۱*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
اندازه جمعیت	۰/۰۰۵*	۰/۰۰۴*	۰/۰۰۴*	۰/۰۰۵*	۰/۰۰۴*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
ضریب ثابت	-۰/۰۹*	-۰/۰۸*	-۰/۰۹*	-۰/۰۹*	-۰/۰۸*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
دموکراسی انتخاباتی	۰/۲۲*				
	(۰/۰۰)				
دموکراسی لیبرال		۰/۱۱**			
		(۰/۰۳)			
دموکراسی مشارکتی			۰/۴۳*		
			(۰/۰۰)		
دموکراسی مشورتی				۰/۲۰*	
				(۰/۰۰)	
دموکراسی مساوات طلبانه					۰/۳۱*
					(۰/۰۰)
آزمون‌های تشخیص					
والد	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
خودهمبستگی آرتو-جاند (۱)	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
خودهمبستگی آرتو-جاند (۲)	۰/۵۷	۰/۳۸	۰/۵۵	۰/۵۵	۰/۳۹
سارگان	۰/۹۹	۱	۱	۱	۱

سطح احتمال به صورت () نشان داده شده است. همچنین * معنی‌داری در سطح ۱ درصد، و ** معنی‌داری در

سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

جدول ۷: نتایج حاصل از برآورد الگو با تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی دو مرحله‌ای (SYS-GMM) - کشورهای توسعه یافته

متغیرها	مدل ۱۱	مدل ۱۲	مدل ۱۳	مدل ۱۴	مدل ۱۵
پیچیدگی اقتصادی با یک وقفه	۰/۸۳*	۰/۸۲*	۰/۸۶*	۰/۸۳*	۰/۸۲*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
رشد اقتصادی	۰/۰۰۱*	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۲*	۰/۰۰۲*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
اندازه دولت	۰/۰۱*	۰/۰۱*	۰/۰۱*	۰/۰۱*	۰/۰۱*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
اندازه جمعیت	۰/۰۳*	۰/۰۰۳**	۰/۰۰۵*	۰/۰۱*	۰/۰۱*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۵)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
ضریب ثابت	-۲/۵*	-۰/۷*	-۰/۷*	-۱/۱*	-۱/۲*
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
دموکراسی انتخاباتی	۰/۴۹*				
	(۰/۰۰)				
دموکراسی لیبرال		۰/۸۲*			
		(۰/۰۰)			
دموکراسی مشارکتی			۰/۵۹*		
			(۰/۰۰)		
دموکراسی مشورتی				۰/۳۵*	
				(۰/۰۰)	
دموکراسی مساوات طلبانه					۰/۵۳*
					(۰/۰۰)
آزمون‌های تشخیص					
والد	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
خودهمبستگی آرتو-یاند (۱)	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
خودهمبستگی آرتو-یاند (۲)	۰/۸۰	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۲۱	۰/۲۶
سارگان	۰/۳۵	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۵	۰/۹۶

سطح احتمال به صورت () نشان داده شده است. همچنین * معنی داری در سطح ۱ درصد، و ** معنی داری در سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش در جداول ۵، ۶ و ۷ قابل مشاهده است و به شرح زیر خلاصه می‌شود:

براساس ضرائب برآوردی، یک واحد افزایش در هریک از متغیرهای مستقل، با فرض ثبات سایر متغیرها، موجب تأثیر بر متغیر وابسته می‌گردد. الگوی اول، تأثیر دموکراسی را بر پیچیدگی اقتصادی در ۱۰۹ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته نشان می‌دهد. وقفه اول، پیچیدگی اقتصادی، اثر مثبت و معناداری بر پیچیدگی اقتصادی در دوره جاری دارد. تمامی ضرائب دموکراسی در سطح ۱ درصد معنادار هستند. مطابق با پیش‌بینی نظری ما، یک رابطه مثبت و معنی‌دار قوی بین دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی وجود دارد که نشان می‌دهد، دموکراسی صرف‌نظر از نوع، پیچیدگی اقتصادی را افزایش می‌دهد.

بنابراین، ضریب مرتبط با دموکراسی انتخاباتی در الگوی اول، $0/62$ بوده، و بدین معنی است که افزایش ۱۰ واحدی در دموکراسی انتخاباتی، منجر به افزایش پیچیدگی اقتصادی به میزان $6/2$ واحد می‌شود.

ضریب دموکراسی لیبرال، $0/73$ و مثبت بوده، و بدین معنی است که با افزایش ۱۰ واحدی در دموکراسی لیبرال، پیچیدگی اقتصادی، $7/3$ واحد افزایش می‌یابد. ضریب دموکراسی مشارکتی، $0/88$ است، به این معنی که با افزایش ۱۰ واحدی دموکراسی مشارکتی، پیچیدگی اقتصادی، $8/8$ واحد افزایش می‌یابد. ضریب دموکراسی مشورتی، $0/68$ و در سطح یک درصد معنادار بوده، و بدین معنی است که با افزایش ۱۰ واحدی در دموکراسی مشورتی، پیچیدگی اقتصادی، $6/8$ واحد افزایش می‌یابد. ضریب دموکراسی مساوات‌طلبانه، $1/15$ و در سطح یک درصد معنادار است. به این معنی است که با افزایش ۱۰ واحدی دموکراسی مساوات‌طلبانه، پیچیدگی اقتصادی، $11/5$ واحد افزایش می‌یابد.

همان‌گونه که در مبانی نظری به کانال‌هایی که از طریق آن‌ها دموکراسی می‌تواند بر پیچیدگی اقتصادی تأثیر بگذارد، اشاره کردیم، دموکراسی از طریق بهبود سرمایه انسانی، توسعه یک سیستم مالی کارآمد و از طریق توسعه نوآوری و فناوری، پیچیدگی اقتصادی را افزایش می‌دهد.

سطح تحصیلات نقش مهمی بر توانایی کشورها برای توسعه فناوری و تولید کالای پیچیده دارد، و به دیگر بیان، نیروی کار آموزش دیده و دارای تخصص و مهارت، موجب خلق ایده‌های جدید و نوآوری در تولید محصول شده و کارآیی و بهره‌وری محصول تولید شده را افزایش می‌دهند، که به معنی تولید محصول با پیچیدگی بیشتری است.

کشورهایی که سطح دموکراسی بالایی دارند، با سرمایه انسانی بهتری همراه هستند. این نتیجه با کار داهلوم و کنوتسن^۱ (۲۰۱۷) که نشان داد، دموکراسی معیارهای آموزش را بهبود می‌بخشد، مطابقت دارد.

نوآوری موجب گسترش و پرورش تحقیق و توسعه می‌شود و منجر به خلق فرایندهای جدید و دانش شده که منبع اصلی پیشرفت فنی برای تولید محصولات پیچیده است. نوآوری موجب ایجاد مزیت‌های جدید در تولید می‌شود، یعنی روش‌های جدیدی که هزینه‌های پایین تولید محصول را به همراه دارد و این خود، موجب بهبود موقعیت رقابتی کشورها می‌گردد. فعالیت‌های دانش‌بنیانی که برپایه نوآوری انجام گیرد، با رشد فناوری و بهره‌وری، تولید محصولات پیچیده را افزایش می‌دهد، از طرف دیگر نوآوری، موجب تولید محصول پیچیده‌ای می‌شود که نمونه‌ای برای آن در بازارهای داخلی و یا خارجی نیست، لذا کشوری که در تولید محصول خود نوآوری دارد، از این مزیت تولید محصول پیچیده استفاده می‌کند.

نهادهای خوب، از طریق دموکراسی، ثبت اختراع، تبادل و انتشار دانش را در بین محققان ترویج می‌کنند و موجب کاهش عدم اطمینان در فعالیت‌های اقتصادی می‌شوند. دموکراسی با تضمین آزادی‌های مدنی، جریان اطلاعات را ارتقا و عدم تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های مبادله را کاهش می‌دهد، و منجر به عملکرد کارآمد بازارهای مالی می‌شود. پیچیدگی یک اقتصاد مستلزم صنایع با فناوری پیشرفته یا دانش‌بر است که به سرمایه‌گذاری‌های بالادستی عظیم در ترویج و گسترش نوآوری نیاز دارند. انتظار می‌رود که یک بازار مالی توسعه‌یافته، در کاهش هزینه‌ها، تخصیص منابع کمیاب، ارزیابی پروژه‌های نوآورانه که به پیچیدگی سیستم اقتصادی کمک می‌کنند و مدیریت ریسک، عملکرد خوبی داشته باشد و توسعه فناوری‌های جدید را تقویت کند. از همین رو، دموکراسی می‌تواند با ارتقاء توسعه مالی، پیچیدگی اقتصادی را افزایش دهد.

ضرایب برآورد شده متغیرهای کنترل با مبانی نظری سازگار است. رشد اقتصادی، اندازه دولت و جمعیت، بر پیچیدگی اقتصادی اثر مثبت دارند. این نتیجه، نتایج مطالعه کنگ-ماسیل و نووه-نجویا^۲ (۲۰۲۱) را تأیید می‌کند که کشورهایی با پیچیده‌ترین اقتصادها، کشورهای توسعه‌یافته هستند. رشد اقتصادی دارای ضریب مثبت و در سطح یک درصد معنادار است. اندازه دولت دارای ضریب مثبت و در سطح یک درصد معنادار است.

هزینه‌های دولت در فعالیت‌های مولد، موجب رشد بهره‌وری در تولید کالاهای با فناوری بالا و پیچیده می‌شود، زیرا فناوری تحت تأثیر بهره‌وری است و پیچیدگی اقتصادی را افزایش می‌دهد. اندازه

1. Dahlum & Knutsen (2017)

2. Keneck-Massil & Nvuh-Njoya (2021)

جمعیت، دارای ضریب مثبت است. رشد جمعیت منجر به سرمایه‌گذاری در آموزش می‌شود، این یعنی خلق ایده‌های جدید و نوآوری در تولید محصول. این مهم توسط نیروی کار متخصص و دارای مهارت، کارآیی و بهره‌وری، محصول تولید شده را افزایش می‌دهند، که به معنی تولید محصول با پیچیدگی بیشتر است.

همان‌گونه که در جداول ۶ و ۷ مشاهده می‌شود، ضرائب دموکراسی در الگوی سوم برای کشورهای توسعه‌یافته، بیشتر از کشورهای در حال توسعه برآورد شده است. در کشورهای در حال توسعه، بیشترین ضریب برآورد شده، مربوط به دموکراسی مشارکتی و کمترین، برای دموکراسی لیبرال بوده است. برای کشورهای توسعه‌یافته، بیشترین ضریب، برای دموکراسی لیبرال و کمترین، برای دموکراسی مشورتی برآورد شده است. تمامی ضرائب در سه الگوی پژوهش، فرضیه پژوهش را تأیید می‌کند. کشورهایی که سطح دموکراسی در آن‌ها بالاتر است، سطح پیچیدگی اقتصادی بالاتری را تجربه می‌کنند.

همچنین نتایج آزمون والد در جدول‌های ۵، ۶ و ۷ معنادار بودن کل رگرسیون را نشان می‌دهد و نتایج آزمون سارگان، نشان‌دهنده این است که در تمامی الگوهای برآورد شده، متغیرهای ابزاری با اجزای باقیمانده الگو، همبستگی ندارند و درست انتخاب شده‌اند. نتایج آزمون والد در مدل هم نشان‌دهنده معناداری کل رگرسیون است. براساس نتایج حاصل از آزمون خود همبستگی نیز، عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول جملات اختلال را می‌توان رد کرد؛ اما عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اختلال را نمی‌توان رد نمود. اعتبار الگوهای پژوهش، مورد تأیید است.

تحلیل حساسیت

به منظور بررسی ثبات ضرائب برآورد شده در مدل و همچنین سازگاری نتایج برآورد به وسیله تخمین‌زن SYS-GMM در مدل، دو نوع تحلیل حساسیت انجام شد. اول، از متغیرهای حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی به جای متغیر دموکراسی استفاده شده است و برای آزمون آن، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد استفاده قرار گرفت. دوم، نتایج تخمین‌زن SYS-GMM را با نتایج تخمین‌زن‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای (GMM) و حداقل مربعات تعمیم‌یافته (FGLS)، به منظور بررسی ثبات ضرایب تخمینی و همچنین سازگاری نتایج برآورد شده در تمامی متغیرهای مدل، مورد مقایسه قرار داده شد (جداول ۸، ۹ و ۱۰). این مقایسه ثبات ضرایب را در تمامی مدل‌های برآورد شده، نشان می‌دهد.

جدول ۸: نتایج تخمین مدل (کل کشورها) با تخمین‌زن‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای (GMM) و حداقل مربعات تعمیم‌یافته (FGLS)

متغیرها	گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای (GMM)							حداقل مربعات تعمیم‌یافته (FGLS)			
	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۹	مدل ۱۰	مدل ۱۱
پنچیدگی اقتصادی یا یک وقفه	*۰/۳۰ (۰/۰۰)	*۰/۱۷ (۰/۰۰)	*-۰/۱۹ (۰/۰۰)	*-۰/۱۳ (۰/۰۰)	*-۰/۱۳ (۰/۰۰)	*۰/۴۱ (۰/۰۰)	*۰/۴۰ (۰/۰۰)				
رشد اقتصادی	*۰/۰۲ (۰/۰۰)	*۰/۰۲ (۰/۰۰)	*۰/۰۰ (۰/۰۰)	*۰/۰۰ (۰/۰۰)	*۰/۰۰ (۰/۰۰)	*۰/۰۷ (۰/۰۰)	*۰/۰۶ (۰/۰۰)	*۰/۰۰ (۰/۰۰)	*۰/۰۰ (۰/۰۰)	*۰/۰۰ (۰/۰۰)	*۰/۰۰ (۰/۰۰)
اندازه دولت	*۰/۱۹ (۰/۰۰)	*۰/۱۹ (۰/۰۰)	*۰/۰۵ (۰/۰۰)	*۰/۰۹ (۰/۰۰)	*۰/۰۸ (۰/۰۰)	*۰/۲۱ (۰/۰۰)	*۰/۱۹ (۰/۰۰)	*۰/۱۳ (۰/۰۰)	*۰/۱۴ (۰/۰۰)	*۰/۱۳ (۰/۰۰)	*۰/۱۲ (۰/۰۰)
اندازه جمعیت	*۰/۰۸ (۰/۰۰)	*۰/۰۶ (۰/۰۰)	*۰/۱۲ (۰/۰۰)	*۰/۱۲ (۰/۰۰)	*۰/۱۳ (۰/۰۰)	*۰/۱۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۷ (۰/۰۰)	*۰/۰۴ (۰/۰۰)	*۰/۰۵ (۰/۰۰)	*۰/۰۵ (۰/۰۰)	*۰/۰۴ (۰/۰۰)
ضریب ثابت								*-۳/۷۴ (۰/۰۰)	*-۳/۶۳ (۰/۰۰)	*-۳/۶۵ (۰/۰۰)	*-۳/۳۴ (۰/۰۰)
دموکراسی انتخابی	*۰/۱۴ (۰/۰۰)										
دموکراسی لیبرال		*۰/۰۷ (۰/۰۰)									
دموکراسی مشارکتی			*۰/۱۰ (۰/۰۰)							*۰/۰۱ (۰/۰۰)	
دموکراسی مشورتی				*۰/۰۷ (۰/۰۰)						*۰/۰۰ (۰/۰۰)	
دموکراسی مساوات طلبانه					*۰/۱۰ (۰/۰۰)						*۰/۱۹ (۰/۰۰)
حقوق سیاسی						*۰/۰۲ (۰/۰۰)					
آزادی‌های مدنی							*۰/۰۷ (۰/۰۰)				
آزمین‌های تشخیص											
والد	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
خودهمبستگی آرتو-پاند(۱)	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
خودهمبستگی آرتو-پاند(۲)	۰/۹۲	۰/۹۸	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۸				
سازگاری	۱	۱	۰/۲۹	۰/۹۶	۰/۹۷	۰/۳۸	۰/۴۳				

سطح احتمال به صورت () نشان داده شده است. همچنین * معنی‌داری در سطح ۱ درصد را نشان می‌دهد.
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

جدول ۹: نتایج تخمین مدل (کشورهای توسعه یافته) با تخمین زن‌های گشتاورهای تعمیم یافته دو مرحله‌ای (GMM) و حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLS)

متغیرها	گشتاورهای تعمیم یافته دو مرحله‌ای (GMM)										حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLS)				
	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۹	مدل ۱۰	مدل ۱۱	مدل ۱۲			
پیچیدگی اقتصادی	*.۱۷۸	*.۱۷۹	*.۱۷۹	*.۱۷۸	*.۱۷۹	*.۱۷۷	*.۱۷۷								
یا یک یافته	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)								
رشد اقتصادی	**۰.۰۳	*.۰۰۸	*.۰۰۸	*.۰۰۷	*.۰۰۷	*.۰۰۹	*.۰۰۱	*.۰۰۱	*.۰۰۱	*.۰۰۱	*.۰۰۱	*.۰۰۱			
	(.۱۰۴)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)			
اندازه دولت	*.۰۰۱	*.۰۰۳	*.۰۰۱	*.۰۰۱	*.۰۰۱	*.۰۰۳	*.۰۰۱	*.۰۰۱	*.۰۰۴	*.۰۰۵	**۰.۰۴	**۰.۰۴			
	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۴)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۴)			
اندازه جمعیت	**۰.۰۴	*.۰۰۴	**۰.۰۲	*.۰۰۲	*.۰۰۶	*.۰۰۵	*.۰۰۳	**۰.۰۱	**۰.۰۱	**۰.۰۱	**۰.۰۱	*.۰۰۹			
	(.۱۰۹)	(.۱۰۰)	(.۱۰۳)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۴)	(.۱۰۰)	(.۱۰۵)	(.۱۰۴)	(.۱۰۰)			
ضریب ثابت								-۰.۰۵	-۰.۰۲	-۰.۰۵	-۰.۰۵	*.۰۶۱			
								(.۱۰۰)	(.۱۰۰)	(.۱۰۵)	(.۱۱۵)	(.۱۰۰)			
دموکراسی	*.۰۰۳							*.۰۲۹							
انتخاباتی	(.۱۰۰)							(.۱۰۰)							
دموکراسی لیبرال		*.۰۰۳							*.۰۳۰						
		(.۱۰۰)							(.۱۰۰)						
دموکراسی			*.۰۰۶							*.۰۳۱					
مشارکتی			(.۱۰۰)							(.۱۰۰)					
دموکراسی مشورتی				*.۰۰۳							**۰.۱۵				
				(.۱۰۰)							(.۱۰۰)				
دموکراسی				*.۰۰۳								*.۰۴۴			
مسئولیت‌ها				(.۱۰۰)								(.۱۰۰)			
حقوق سیاسی					*.۰۰۹										
					(.۱۰۰)										
آل‌های مدلی						*.۰۰۳									
						(.۱۰۰)									
آزمین‌های															
تشنخیص															
والد	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰			
خودممیزی	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰	.۰۰			
آل‌پولاند (۱)	.۱۴	.۱۳	.۱۴	.۱۴	.۱۳	.۱۳	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴			
خودممیزی	.۱۴	.۱۳	.۱۴	.۱۴	.۱۳	.۱۳	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴			
آل‌پولاند (۲)	.۱۴	.۱۳	.۱۴	.۱۴	.۱۳	.۱۳	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴	.۱۴			
سازمان	.۶۷	.۳۸	.۳۸	.۳۷	.۱۱	.۵۷	.۹۰	.۰۳	.۰۳	.۰۳	.۰۳	.۰۳			

سطح احتمال به صورت () نشان داده شده است. همچنین * معنی داری در سطح ۱ درصد، و ** معنی داری در

سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

جدول ۱۰: نتایج تخمین مدل (کشورهای در حال توسعه) با تخمین زن‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته
دو مرحله‌ای (GMM) و حداقل مربعات تعمیم‌یافته (FGLS)

گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای (GMM)												حداقل مربعات تعمیم‌یافته (FGLS)				متغیرها
مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷	مدل ۸	مدل ۹	مدل ۱۰	مدل ۱۱	مدل ۱۲					
*۰/۵۸ (۰/۰۰)	*۰/۶۲ (۰/۰۰)	*۰/۵۷ (۰/۰۰)	*۰/۴۲ (۰/۰۰)	*۰/۴۲ (۰/۰۰)	*۰/۴۹ (۰/۰۰)	*۰/۵۷ (۰/۰۰)						پیچیدگی اقتصادی یا یک وقت				
*۰/۰۳ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۴ (۰/۰۰)	*۰/۰۲ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۰۷ (۰/۰۰)	*۰/۰۵ (۰/۰۰)	*۰/۰۵ (۰/۰۰)	*۰/۰۵ (۰/۰۰)	*۰/۰۶ (۰/۰۰)	*۰/۰۴ (۰/۰۰)	رشد اقتصادی				
*۰/۰۹ (۰/۰۰)	*۰/۰۴ (۰/۰۰)	*۰/۰۹ (۰/۰۰)	*۰/۰۴ (۰/۰۰)	*۰/۰۲ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۲ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۲ (۰/۰۰)	اندازه دولت				
*۰/۰۶ (۰/۰۰)	*۰/۰۸ (۰/۰۰)	*۰/۰۷ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۱ (۰/۰۰)	*۰/۰۳ (۰/۰۶)	*۰/۰۳ (۰/۰۰)	*۰/۰۴ (۰/۰۰)	*۰/۰۳ (۰/۰۰)	*۰/۰۳ (۰/۰۰)	*۰/۰۳ (۰/۰۰)	*۰/۰۳ (۰/۰۰)	اندازه جمعیت				
												ضریب ثابت				
							*۰/۵۱ (۰/۰۰)					دموکراسی انتخاباتی				
	*۰/۱۷ (۰/۰۰)							*۰/۶۰ (۰/۰۰)				دموکراسی لیبرال				
		*۰/۱۳ (۰/۰۰)							*۰/۷۴ (۰/۰۰)			دموکراسی مشارکتی				
			*۰/۱۰ (۰/۰۰)							*۰/۶۳ (۰/۰۰)		دموکراسی مشورتی				
				*۰/۳۱ (۰/۰۰)							*۰/۶۰ (۰/۰۰)	دموکراسی مساوات طلبانه				
					*۰/۰۲ (۰/۰۰)							حقوق سیاسی				
						*۰/۰۱ (۰/۰۰)						آزادی‌های مدنی				
													آزمون‌های تشخیصی			
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	ولت				
												خودهمبستگی آر-کو- پاند(۱)				
												خودهمبستگی آر-کو- پاند(۲)				
												سازگان				

سطح احتمال به صورت () نشان داده شده است. همچنین * معنی‌داری در سطح ۱ درصد، و ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

۵. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی اثر دموکراسی بر تفاوت سطوح پیچیدگی اقتصادی میان کشورها انجام گرفته است. برای این منظور، از انواع مختلف شاخص دموکراسی شامل دموکراسی انتخاباتی، دموکراسی لیبرال، دموکراسی مشارکتی، دموکراسی مشورتی و دموکراسی مساوات‌طلبانه استفاده شده است. کشورهای مورد مطالعه، ۱۰۹ کشور (۶۵ کشور در حال توسعه و ۴۴ کشور توسعه یافته) و دوره زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۵ بوده است.

با در نظر گرفتن این مهم که دموکراسی و پیچیدگی اقتصادی، متغیرهای ایستایی نیستند و روابط میان آن‌ها پویا است، از برآوردگر گشتاورهای سیستمی جهت برآورد مدل پژوهش استفاده شده است. با توجه به ضرائب برآوردی بزرگ‌تر شاخص‌های دموکراسی برای کشورهای توسعه یافته نسبت به کشورهای در حال توسعه و این موضوع که سطح پیچیدگی اقتصادی کشورهای توسعه یافته نسبت به کشورهای در حال توسعه بیشتر است، نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که تأثیر دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی می‌تواند نسبت به سطح اولیه پیچیدگی اقتصادی، ناهمگن باشد، به طوری که دموکراسی با پیچیدگی اقتصادی بیشتر در کشورهایی با پیچیدگی اقتصادی بالاتر همراه است.

از یافته‌های پژوهش، تأثیر مثبت دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی است که با نتیجه مطالعات نجانانگ و نووه-نجویا (۲۰۲۳) مطابقت دارد. براساس نتایج پژوهش، ضریب انواع دموکراسی در کشورهای توسعه یافته، از مقدار این ضریب در کشورهای در حال توسعه بیشتر است. همچنین رشد اقتصادی، اندازه دولت و جمعیت بر پیچیدگی اقتصادی، اثر مثبت دارند.

به منظور ثبات نتایج، آزمون تحلیل حساسیت به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و حداقل مربعات تعمیم یافته (FGLS) انجام گرفت. همچنین از دو متغیر حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی به جای دموکراسی استفاده شد و آزمون آن با روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای تمامی کشورها، همچنین کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته انجام شد. ضرائب و نتایج، نشان‌دهنده ثبات ضرائب برآورد شده در تمامی الگوهای پژوهش است. بدین ترتیب تقویت دموکراسی در راستای رشد پیچیدگی اقتصادی، از اهمیت بسزایی در دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی برخوردار است.

یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که دموکراسی، ساختارهای اقتصادی کشورها را تقویت می‌کند و موجب بهبود و گسترش محصولات پیچیده در ساختار تولیدی کشورها می‌شود. در این راستا، بررسی میزان تأثیر دموکراسی بر پیچیدگی اقتصادی در کشورها با سطوح مختلف پیچیدگی اقتصادی به وسیله رگرسیون پانل کوانتیل برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌گردد.

References

- Aghaie, M., Malekosadati, S., & Salimifar, M. (2018). A dynamic model for investigating the relationship between intellectual property rights and economic complexity: A study of the new knowledge-based innovation indicator. *Encyclopedia of Economic Law Journal*, 25(14), 157-188. [In Persian]
- Acemoglu, D. (2008). Oligarchic versus democratic societies. *Journal of the European Economic Association*, 6(1), 1-44.
- Acemoglu, D., & Johnson, S. (2005). Unbundling institutions. *Journal of Political Economy*, 113(5), 949-995.
- Acemoglu, D., Naidu, S., Restrepo, P., & Robinson, J. A. (2019). Democracy does cause growth. *Journal of Political Economy*, 127(1), 47-100.
- Adam, A., Garas, A., Katsaiti, M. S., & Lapatinas, A. (2023). Economic complexity and jobs: An empirical analysis. *Economics of Innovation and New Technology*, 32(1), 25-52.
- Arkolakis, C., Ramondo, N., Rodríguez-Clare, A., & Yeaple, S. (2018). Innovation and production in the global economy. *American Economic Review*, 108(8), 2128-73.
- Arellano, M., & 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.
- Avom, D., Kamguia, B., & Ngameni, J. P. (2021). Does volatility hinder economic complexity. *Economics Bulletin*, 41(3), 1187-1202.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data* (Vol. 4, pp. 1-302). Chichester: Wiley.
- Baumol, W. J. (1996). Entrepreneurship: Productive, unproductive, and destructive. *Journal of Business Venturing*, 11(1), 3-22.
- Barro, R. J. (1996). Democracy and growth. *Journal of Economic Growth*, 1, 1-27.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel datamodels. *J.Econom*, 87(1), 115-143.
- Bahar, D., Hausmann, R., & Hidalgo, C. A. (2014). Neighbors and the evolution of the comparative advantage of nations: Evidence of international knowledge diffusion?. *Journal of International Economics*, 92(1), 111-123.
- Baum, M. A., & Lake, D. A. (2003). The political economy of growth: Democracy and human capital. *American Journal of Political Science*, 47(2), 333-347.
- Blum, J., Dorn, F., & Heuer, A. (2021). Political institutions and health expenditure. *International Tax and Public Finance*, 28, 323-363.
- Brown, D. S., & Hunter, W. (2004). Democracy and human capital formation: Education spending in Latin America, 1980 to 1997. *Comparative Political Studies*, 37(7), 842-864.
- Cabral, M. H., & Veiga, P. (2010). Determinants of export diversification and sophistication in Sub-Saharan Africa. *FEUNL Working Paper Series*, No. 550.
- Canh, N. P., Schinckus, C., & Thanh, S. D. (2020). The natural resources rents: Is economic complexity a solution for resource curse?. *Resources Policy*, 69, 101800.

- Chu, L. K. (2020). The effects of financial development on economic sophistication: Evidence from panel data. *Applied Economics Letters*, 27(15), 1260-1263.
- Coppedge, M., Gerring, J., Knutsen, C. H., Lindberg, S. I., Teorell, J., Alizada, N., ..., & Ziblatt, D. (2021). *V-Dem: Varieties of Democracy*. Codebook v11. 1, University of Gothenburg.
- Dahlum, S., & Knutsen, C. H. (2017). Do democracies provide better education? Revisiting the democracy-human capital link. *World Development*, 94, 186-199.
- Delis, M. D., Hasan, I., & Ongena, S. (2020). Democracy and credit. *Journal of Financial Economics*, 136(2), 571-596.
- De Haan, J., & Sturm, J. E. (2003). Does more democracy lead to greater economic freedom? New evidence for developing countries. *European Journal of Political Economy*, 19(3), 547-563.
- Doucouliaagos, H., & Ulubaşoğlu, M. A. (2008). Democracy and economic growth: A meta-analysis. *American Journal of Political Science*, 52(1), 61-83.
- Elahi, N., Heydari, H., Kiaalhoseini, S. Z., & Abolhasani chimeh, M. A. (2018). The effect of trade openness and government size on macroeconomic volatility in Iran: A Stochastic Volatility Model (SVM) approach. *Journal of Econometric Modelling*, 3(3), 11-37. [In Persian]
- Florida, R. (1995). Technology policy for a global economy. *Issues in Science and Technology*, 11(3), 49-56.
- Felipe, J., & Hidalgo, C. (2015). *Economic Diversification Implications for Kazakhstan. Development and Modern Industrial Policy in Practice: Issues and Country Experiences*, (pp.160-196). Published by Edward Elgar.
- Gao, Y., Zang, L., Roth, A., & Wang, P. (2017). Does democracy cause innovation? An empirical test of the popper hypothesis. *Research Policy*, 46(7), 1272-1283.
- Gómez-Zaldívar, M., Osorio-Caballero, M. I., & Saucedo-Acosta, E. J. (2022). Income inequality and economic complexity: Evidence from Mexican states. *Regional Science Policy & Practice*, 14(6), 344-363.
- Haber, S. H., North, D. C., & Weingast, B. R. (2008). *Political Institutions and Financial Development*. Stanford University Press.
- Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93.
- Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (2007). What you export matters. *Journal of Economic Growth*, 12, 1-25.
- Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570-10575.
- Hidalgo, C. A. (2021). Economic complexity theory and applications. *Nature Reviews Physics*, 3(2), 92-113.
- Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93.

- Hoang, D. P., & Chu, L. K. (2023). Progression to higher economic complexity: The role of institutions. *Journal of the Knowledge Economy*, 14(4), 4339-4366.
- Hsu, P. H., Tian, X., & Xu, Y. (2014). Financial development and innovation: Cross-country evidence. *Journal of Financial Economics*, 112(1), 116-135.
- Kaldor, N. (1967). *Strategic Factors in Economic Development*. New York: Cornell University Press.
- Keneck-Massil, J., & Nvuh-Njoya, Y. (2021). Did colonisation matter for comparative economic complexity?. *Economics Letters*, 203, 109851.
- Kočenda, E., & Poghosyan, K. (2018). Export sophistication: A dynamic panel data approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(12), 2799-2814.
- Lake, D. A., & Baum, M. A. (2001). The invisible hand of democracy: Political control and the provision of public services. *Comparative Political Studies*, 34(6), 587-621.
- Lapatinas, A. (2019). The effect of the internet on economic sophistication: An empirical analysis. *Economics Letters*, 174, 35-38.
- Laverde-Rojas, H., & Correa, J. C. (2019). Can scientific productivity impact the economic complexity of countries?. *Scientometrics*, 120(1), 267-282.
- Lewis, W. (1955). *The Theory of Economic Growth*. London, George Allen & Unwin.
- Maoz, Z., & Russett, B. (1992). Alliance, contiguity, wealth, and political stability: Is the lack of conflict among democracies a statistical artifact?. *International Interactions*, 17(3), 245-267.
- Motameni, M., & Zobeiri, H. (2022). Nexus between social technology and economic complexity :A PVAR approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(91), 223-255. [In Persian]
- Ndoya, H., Ongo Nkoa, B. E., Kemeze, F. H., & Nchofoung, T. N. (2023). Financial development and economic complexity: The role of country stability. *Working Paper Series*, No. 372, African Development Bank Group.
- Njangang, H., Asongu, S., Tadadjeu, S., & Nounamo, Y. (2021). Is financial development shaping or shaking economic sophistication in African countries?. WP/21/018. *AGDI Working Paper*, No. WP/21/018, European Xtramile Centre of African Studies.
- Njangang, H., & Nvuh-Njoya, Y. (2023). Unravelling the link between democracy and economic complexity: Fresh evidence from the Varieties of Democracy data. *SN Business & Economics*, 3(3), 77.
- Nguyen, C. P., & Su, T. D. (2021). Financing the economy: The multidimensional influences of financial development on economic complexity. *Journal of International Development*, 33(4), 644-684.
- Nguyen, C. P., & Su, T. D. (2021a). Economic integration and economic complexity: The role of basic resources in absorptive capability in 40 selected developing countries. *Economic Analysis and Policy*, 71, 609-625.
- Nguyen, C. P., Schinckus, C., & Su, T. D. (2020). The drivers of economic complexity: International evidence from financial development and patents. *International Economics*, 164, 140-150.

- Nguyen, C. P., Nguyen, B. Q., & Tran, D. T. L. (2023). Economic complexity and income inequality: New evidence of a nonlinear effect. *Social Science Quarterly*, 104(4).
- Nguyen, C. P. (2021). Gender equality and economic complexity. *Economic Systems*, 45(4), 100921.
- North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press, Cambridge.
- North, D. C. (1990). A transaction cost theory of politics. *Journal of Theoretical Politics*, 2(4), 355-367.
- Oskarsson, S., & Ottosen, E. (2010). Does oil still hinder democracy?. *The Journal of Development Studies*, 46(6), 1067-1083.
- Popper, K. (2005). *The Logic of Scientific Discovery*. Routledge, New York.
- Rivera, B., Leon, M., Cornejo, G., & Florez, H. (2023). Analysis of the effect of human capital, institutionality and globalization on economic complexity: Comparison between latin america and countries with greater economic diversification. *Economies*, 11(8), 204.
- Romero, J. P., & Gramkow, C. (2021). Economic complexity and greenhouse gas emissions. *World Development*, 139, 105317.
- Rostow, W. W. (1959). The stages of economic growth. *The Economic History Review*, 12(1), 1-16.
- Ross, M. (2006). Is democracy good for the poor?. *American Journal of Political Science*, 50(4), 860-874.
- Stiglitz, J. E. (2007). Economic foundations of intellectual property rights. *Duke L.J.*, 57, 1693.
- Sepehrdoust, H., Setarehie, M., & Davarikish, R. (2020). The impact of government trade liberalization policy on the economic complexity of developing countries. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 7(1), 211-238. [In Persian]
- Shahabadi, A., & Chayani, T. (2019). The effect of the technology foreign spillover and entrepreneurship on economic complexity. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 54(4), 891-916. [In Persian]
- Tacchella, A., Cristelli, M., Caldarelli, G., Gabrielli, A., & Pietronero, L. (2013). Economic complexity: Conceptual grounding of a new metrics for global competitiveness. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(8), 1683-1691.
- Tavares, J., & Wacziarg, R. (2001). How democracy affects growth. *European Economic Review*, 45(8), 1341-1378.
- Tebaldi, E., & Elmslie, B. (2013). Does institutional quality impact innovation? Evidence from cross-country patent grant data. *Applied Economics*, 45(7), 887-900.
- Van Dam, A., & Frenken, K. (2022). Variety, complexity and economic development. *Research Policy*, 51(8), 103949.
- Verbeek, M. (2017). *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons.
- Vu, T. V. (2020). Economic complexity and health outcomes: A global perspective. *Social Science & Medicine*, 265, 113480.

- Vu, T. V. (2022). Does institutional quality foster economic complexity? The fundamental drivers of productive capabilities. *Empirical Economics*, 63(3), 1571-1604.
- Whetsell, T. A., Dimand, A. M., Jonkers, K., Baas, J., & Wagner, C. S. (2021). Democracy, complexity, and science: Exploring structural sources of national scientific performance. *Science and Public Policy*, 48(5), 697-711.
- Wang, Q. J., Feng, G. F., Wang, H. J., & Chang, C. P. (2021). The impacts of democracy on innovation: Revisited evidence. *Technovation*, 108, 102333.
- Yu, Y., & Qayyum, M. (2023). Impacts of financial openness on economic complexity: Cross-country evidence. *International Journal of Finance & Economics*, 28(2), 1514-1526.
- Zhu, S., & Li, R. (2017). Economic complexity, human capital and economic growth: Empirical research based on cross-country panel data. *Applied Economics*, 49(38), 3815-3828.
- Zakaria, F. (1997). Illiberal democracy. *Foreign Affairs*, 76(6), 22-43.
- Zobeiri, H., Motameni, M. (2020). Human capital and economic complexity in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 20(3), 145-166. [In Persian]

Varieties of Democracy and Economic Complexity in Developing and Developed Countries; A Comparative Study

Hoda Zobeiri¹
Maryam Ehsani²

Received: 2024/2/25

Accepted: 2024/4/6

Aim and Introduction

Economic complexity means a country's ability to produce and export more diverse products with less inclusiveness. Societies with efficient institutions internalize externalities and direct investment in productive activities lead to increased economic complexity. Democracy, by ensuring a stable political environment, stable economic framework, and social efficiency, promotes the accumulation of human capital, investment, and sustainable economic growth.

One of the main contributions in this study is using multidimensional aspect of democracy (electoral democracy, liberal democracy, participatory democracy, consultative democracy, egalitarian democracy) to investigate the effect of democracy on economic complexity.

Methodology

The purpose of this study is to investigate the effect of democracy on economic complexity. The data of 109 developing and developed countries during the period of 1995-2021 and a systemic generalized moments approach (SYS-GMM) have been used. The estimation also has also been done and the results compared separately for developing and developed countries.

Research model based on studies (Njangang & Nvuh-Njoya, 2023) has been specified. In the present study, the 5 indicators of democracy by V-DEM database have been used including electoral democracy, liberal democracy, participatory democracy, consultative democracy, egalitarian democracy. This measure of democracy ranges from zero, which is poor quality to one which is considered to be the best quality democracy. Any increase from zero to one, indicates the improvement of democracy. The variables of economic growth, government size and population size were used as control variables in the model.

The two indicators of political rights and civil liberties used to check robustness. The data is extracted from the database of Freedom House and measured from 1 to 7 in which 1 indicates the highest degree of freedom and political rights and 7 indicates the lowest level. These two indicators used to show the stability of the estimated coefficients of the research model. In order to check the robustness of the estimated coefficients, the results of the SYS-GMM estimator have been

-
1. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. (Corresponding Author)
E-mail: h.zobeiri@umz.ac.ir
 2. M.A in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. E-mail: m.ehsani@stu.umz.ac.ir

compared with the results of the two-stage generalized moments (GMM) and Feasible Generalized Least Squares (FGLS) estimators.

Results and Discussion

In this research, we investigate the effect of democracy on economic complexity using the systemic generalized moments approach (SYS-GMM).

Democracy affects economic complexity through three paths of "innovation", "human capital" and "financial development"

The results of this research show the positive and significant effect of all democracy indices on economic complexity. Moreover, the positive effect of economic growth, government size and population on economic complexity is confirmed. The stability of the estimated coefficients of the model as well as the consistency of the estimation results have been checked by the SYS-GMM estimator as a sensitivity analysis. Political rights and civil right variables were used to compare the results with democracy index. The results of the SYS-GMM estimator have also been compared with the results of the two-stage Generalized Method of Moments (GMM) and Feasible Generalized Least Squares (FGLS) estimators. The stability of the estimated coefficients has been observed in all methods.

Conclusion

The purpose of this study was to investigate the impact of democracy on economic complexity during the period of 1995-2021 using the systemic generalized moments approach (SYS-GMM) for 190 countries. For this purpose, from the 5 indicators of democracy (electoral democracy, liberal democracy, participatory democracy, consultative democracy, egalitarian democracy) V-DEM database was used. The research results show the effect of democracy on economic complexity can be heterogeneous compared to the initial level of economic complexity, so that democracy is associated with greater economic complexity in countries with higher economic complexity. The positive effect of democracy on economic complexity was confirmed in all models. Based on the results of the research, the coefficient of the types of democracy in developed countries is higher than the value of this coefficient in developing countries. In addition, economic growth, government size and population had a positive effect on economic complexity. To check the robustness of the model estimation we have estimated the model again using the Generalized Method of Moments (GMM) and Feasible Generalized Least Squares (FGLS). The two variables of political rights and civil rights were used instead of democracy and estimated with the Generalized Method of Moments (GMM) for all countries, as well as developing countries and developed countries. The coefficients and results have shown the stability of the estimated coefficients in all research models.

Keywords: Democracy, Institution Quality, Economic Complexity, Systemic Generalized Moments Approach, (SYS-GMM)

JEL Classification: O50, P16, P51, F14

تعیین حد آستانه و بررسی اثر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر در کشورهای عضو همکاری شانگهای

سیده مرضیه حسینی^۱منیره رفعت^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱/۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۲۱

چکیده

استراتژی رشد فراگیر، مفهومی نو در حوزه رشد و توسعه اقتصادی است که توسط سیاستگذاران به صورت گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است. از طرفی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با ایجاد دانش، بهره‌وری و سرریزهای فناوری‌ای که دارد، یکی از مؤثرترین ابزارها برای ارتقاء توسعه اقتصادی است. هدف از پژوهش حاضر، تحلیل اثر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر در کشورهای عضو همکاری شانگهای در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۲ است. بدین منظور پس از محاسبه شاخص رشد پایدار، به معرفی الگو و تخمین مدل پانل آستانه‌ای، به تحلیل اثر سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد فراگیر پرداخته می‌شود. نتایج پژوهش نشان داد، شاخص ضریب جینی که به عنوان متغیر تحت آستانه‌ای است، در بالاتر و پایین‌تر از حد آستانه متغیر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تأثیر متفاوتی بر شاخص رشد فراگیر دارد. هنگامی که جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمتر از حد آستانه باشد، با افزایش ضریب جینی، شاخص رشد فراگیر کاهش می‌یابد که این نتیجه، مطابق با دیدگاه طرفداران نظریه وابستگی است و هنگامی که جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بالاتر از حد آستانه باشد، با افزایش در ضریب جینی، شاخص رشد فراگیر افزایش می‌یابد که این نتیجه، مطابق با نظریه طرفداران نوسازی است.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد فراگیر، ضریب جینی، سازمان شانگهای

طبقه‌بندی JEL: O43, D31, F23, F36, D63

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

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

۱. مقدمه

رشد فراگیر یکی از مهم‌ترین استراتژی‌های مطرح در حوزه رشد و توسعه پایدار است. هنگام بررسی رشد فراگیر به‌طور همزمان، رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد مورد توجه قرار می‌گیرد. در رشد فراگیر تلاش می‌شود که تمام عوامل مؤثر در رفاه اجتماعی نظیر فقر، توزیع درآمد، اشتغال، برابری یا نابرابری جنسیتی و رشد کمی اقتصادی را در یکدیگر ادغام گردد. بنابراین، رشد فراگیر رشدی است که پایدار باشد، فرصت‌های اشتغال مولد ایجاد نماید، نابرابری و فقر درآمدی را کاهش دهد و در سطح بالاتر، امکانات آموزشی، بهداشتی، فرهنگی و اجتماعی مناسبی را در اختیار شهروندان جامعه قرار دهد.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، به‌عنوان ابزاری برای ترویج توسعه و رشد اقتصادی توسط کشورها، در نظر گرفته شده است. هرچند اغلب مطالعات صورت گرفته درخصوص آثار خارجی مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دال بر تأثیرگذاری مستقیم و مثبت FDI بر رشد اقتصادی کشورها است، اما درخصوص آثار این متغیر مهم و اساسی در اقتصاد کلان بر توزیع درآمد، هنوز ابهاماتی وجود دارد. دو دیدگاه غالب در این خصوص وجود دارد. طرفداران دیدگاه نوسازی بر این باورند که در مراحل نخست رشد و توسعه اقتصادی، ابتدا جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وضعیت توزیع عادلانه درآمد را بدتر می‌کند، اما در مراحل بعدی فرایند رشد، با بالارفتن جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بهره‌مندی از سرریزهای آن در اقتصاد، می‌توان انتظار داشت که نابرابری درآمدی کاهش یابد. مطابق با نظریه نوسازی، جذب سرمایه‌گذاری منجر به رشد و توزیع عادلانه‌تر درآمد خواهد شد (بنداری، ۲۰۰۴).

نظریه وابستگی، دیدگاه مخالف نظریه نوسازی است. نظریه‌پردازان این مکتب، توسعه‌نیافتگی و فقر را معلول وابستگی کشورهای درحال توسعه به کشورهای سرمایه‌دار به‌ویژه شرکت‌های چندملیتی می‌دانند. کشورهای درحال توسعه تحت استثمار کشورهای پیشرفته سرمایه‌دار قرار می‌گیرند و مجبور هستند هرگونه توافقی در جذب سرمایه‌گذاری خارجی را مطابق خواسته‌ها و مناسبات شرکت‌های پیشرفته صنعتی مورد پذیرش قرار دهند و این مسئله، شکاف درآمدی بین کشورهای پیشرفته و درحال توسعه را افزایش می‌دهد. از طرفی، طرفداران دیدگاه وابستگی اعتقاد دارند، توزیع درآمد در داخل کشورهای درحال توسعه نیز به نفع افرادی که در بخش خارجی به‌ویژه در بخش صادرات فعال هستند، تغییر می‌نماید. درنهایت، با بدتر شدن اوضاع توزیع درآمد، رشد اقتصادی نیز آسیب خواهد دید (هالموس، ۲۰۱۱).

هدف از انجام این پژوهش، بررسی اثر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر در کشورهای عضو پیمان شانگهای می‌باشد. این مقاله شامل پنج بخش است. پس از مقدمه؛ در بخش دوم، مبانی نظری و ادبیات پژوهش؛ در بخش سوم، پیشینه پژوهش؛ در بخش چهارم، روش تحقیق؛

در بخش پنجم، نتایج حاصل از تخمین مدل بررسی می‌گردد و در بخش ششم و پایانی، به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری و ادبیات پژوهش

۲-۱. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، یکی از راه‌های تأمین مالی در سطح بین‌المللی محسوب می‌شود. طیف اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بسیار گسترده است، تسریع در رشد اقتصادی، اشتغال‌زایی، انتقال تکنولوژی، تقویت و گسترش منابع مالی، افزایش تحقیق و توسعه، افزایش بهره‌وری، تأثیر بر واردات و صادرات و تراز پرداخت‌ها، نمونه‌هایی از این طیف هستند (سازور و همکاران، ۱۳۹۹).

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را می‌توان به‌وسیله این قاعده که برای کسب منافع مداوم مدیریت بنگاه انجام می‌گیرد، از سرمایه‌گذاری غیرمستقیم بازشناخت؛ اما ویژگی مشخص این نوع سرمایه‌گذاری‌ها، این است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فقط یک سرمایه‌گذاری نیست، بلکه انتقال تکنولوژی، تجربیات و مهارت‌های مربوط به مدیریت و بازاریابی و حضور در بازارهای جهانی را نیز به‌همراه دارد (طیعی و همکاران، ۱۳۸۷).

۲-۲. رشد فراگیر

در دهه ۱۹۹۰، اصطلاح "رشد فراگیر" یا "رشد طرفدار فقرا" یعنی رشد تولید ناخالص داخلی که منجر به کم‌شدن فقر می‌شود، به‌صورت رسمی در ادبیات اقتصاد معرفی شد. عوامل مختلف کلان اقتصادی مانند هزینه‌ها و مخارج دولت برای سلامت و آموزش، رشد اقتصادی (عمومی)، اشتغال مولد، زیرساخت‌ها، ثبات اقتصاد کلان، سرمایه انسانی یا سطح آموزش به‌عنوان عوامل بالقوه تعیین‌کننده رشد فراگیر مورد بحث قرار گرفته‌اند.

واحد اطلاعات اکونومیست^۲ (۲۰۱۷)، رشد فراگیر را رشد اقتصادی تقسیم شده در سراسر بخش‌های اقتصاد که پایدار و مداوم باشد، تعریف می‌کند. رشد فراگیر فرصت‌های اشتغال مولد ایجاد می‌کند، فقر و نابرابری را کاهش می‌دهد و به‌صورت کلی، مشارکت گسترده در منافع رشد را ایجاد می‌کند.

علی و سان^۳ (۲۰۰۷)، رشد فراگیر را به عنوان رشدی که نه‌تنها فرصت‌های اقتصادی جدید ایجاد می‌کند، بلکه همچنین دسترسی برابر به فرصت‌های ایجاد شده برای همه بخش‌های جامعه، به‌ویژه برای فقرا را تضمین می‌کند، معرفی می‌نمایند.

1. Inclusive growth

2. Economist Intelligence Unit

3. Ali and Son (2007)

یک روش پیشنهادی برای اندازه‌گیری رشد فراگیر، استفاده از تابع فرصت اجتماعی که شبیه تابع رفاه اجتماعی است، می‌باشد. علی و سان، رشد فراگیر را به‌عنوان فرایند رشدی که تابع فرصت‌های اجتماعی را افزایش می‌دهد، تعریف می‌کنند. رشد فراگیر به دو عامل بستگی دارد: ۱- میانگین فرصت‌های در دسترس مردم و ۲- چگونه این فرصت‌ها در میان مردم توزیع یا به اشتراک گذاشته می‌شود (علی و سان، ۲۰۰۷).

کلاسن^۱ (۲۰۱۰)، براساس اینکه کدام گروه از افراد جامعه دریافت‌کننده نتایج رشد هستند، بین رشد فقرزدا و رشد فراگیر تمایز قائل می‌شود. رشد فقرزدا بر افراد زیر خط فقر تمرکز دارد، در صورتی که رشد فراگیر جامع‌تر است و می‌خواهد نفع رشد به تمام اقشار جامعه از جمله فقرا، دارندگان درآمد متوسط و حتی ثروتمندان برسد (بیزلی و کورد، ۲۰۰۷).

فراگیر بودن به معنای مستثنا نکردن هیچ گروه خاصی از افراد جامعه در فرایند رشد است. کلاسن در فراگیر بودن رشد، عدم تبعیض را دخیل می‌داند که هیچ فرد یا گروهی از همکاری در روند رشد محروم نشود و دسترسی برابر و غیرتبعیضی به رشد فراهم باشد تا همه افراد، همکاری مولد در اقتصاد داشته باشند و در منافع رشد سهیم شوند.

۲-۳. تفاوت بین رشد فراگیر و رشد حامی فقرا

رشد فراگیر و رشد حامی فقرا از نظر تعریف مطلق، در یک راستا هستند؛ اما از نظر تعریف نسبی متفاوت‌اند. به طور مطلق، رشد در هر دو مفهوم، چه فراگیر و چه رشد حامی فقرا باشد، به نفع فقرا در نظر گرفته می‌شود و به فقرا سود می‌رساند (راوالیون و چن، ۲۰۰۳)؛ اما رشد در مفهوم نسبی، فقط در صورتی که درآمد افراد فقیر سریع‌تر از کل جمعیت یک کشور رشد کند، یعنی کاهش نابرابری، طرفدار فقرا خواهد بود (دول لار و کرای، ۲۰۰۲؛ صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۱).

بنابراین، رشد فراگیر، شکل بهبودیافته‌ای از رشد حامی فقرا است که بر بهبود بهره‌وری و ایجاد فرصت‌های شغلی مولد جدید برای کاهش مؤثر فقر و نابرابری متمرکز است. این بدان معنا است که تمرکز رشد فراگیر به‌جای آنکه صرفاً بر توزیع درآمد متمرکز باشد، بر ایجاد اشتغال مولد تأکید دارد (بورگینیون و موریسون، ۱۹۹۸؛ بانک جهانی، ۲۰۰۸).

رشد فراگیر نه‌تنها ابعاد درآمدی، بلکه ابعاد غیردرآمدی رفاه انسان، یعنی تغییر در شرایط اجتماعی و اقتصادی را نیز دربر می‌گیرد (اسلام و همکاران، ۲۰۱۷). همچنین رشد فراگیر رفاه اجتماعی را تضمین می‌کند. دستور کار اصلی رشد فراگیر، ایجاد محیطی مملو از فرصت‌های شغلی عادلانه بدون تضعیف اقشار فقیر جامعه است. هم‌اکنون رشد فراگیر به‌عنوان ابزار اصلی که نه‌تنها فقر را کاهش می‌دهد، بلکه سبب بهبود و ارتقاء زندگی مردم می‌شود، نمود پیدا کرده است؛ چون رشد

1. Klasen (2010)

2. Besley, & Cord (2007)

فراگیر فقط بر توزیع نتایج ناشی از رشد تمرکز نمی‌کند، بلکه بر ایجاد محیطی توانمند برای ایجاد فرصت‌های شغلی مولد نیز تمرکز دارد.

رشد فراگیر مردم را قادر می‌سازد تا بخشی از فرایند تولیدی شوند و به مشارکت بخش‌های محروم جامعه نیز کمک کنند. این امر با کاهش نرخ بیکاری به کاهش نابرابری و فقر کمک می‌نماید و فرصت‌های عادلانه برای اشتغال مولد را فراهم می‌کند. رشد بالای گسترده به‌عنوان رشد فراگیر، هنگامی در نظر گرفته می‌شود که افراد فقیر نه‌تنها از آن بهره‌مند می‌شوند، بلکه تا حد امکان، مشارکت می‌کنند تا فرصت‌های اقتصادی جدیدی ایجاد کنند. بنابراین، رشد فراگیر به فرصت‌هایی برای اکثریت نیروی کار، اعم از اقشار فقیر یا طبقه متوسط و یا افراد مرفه، مربوط می‌شود؛ اما عمدتاً به رفاه فقرا بیشتر اهمیت می‌دهد. علاوه بر این، رشد فراگیر عمدتاً مسائل توسعه اجتماعی - اقتصادی به‌عنوان مثال: فقر، بیکاری و نابرابری را حل می‌کند.

۲-۴. تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر

رشد فراگیر از طریق کانال‌های انتقال فناوری و دانش، افزایش بهره‌وری و مهارت‌های نیروی کار و مشاغل جدید ایجاد می‌شود. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) با ایجاد دانش، بهره‌وری و سرریزهای فناوری و پیوندهای روبه‌جلو و عقب با عوامل اقتصادی محلی که منجر به رشد اشتغال و رشد اقتصادی محلی می‌شود، بر اقتصاد کشور میزبان تأثیر مثبت می‌گذارد. مطالعات قبلی نشان داده‌اند که میزان این مزایا تا حد زیادی بر اساس ماهیت، تراکم و عمق پیوندهای ایجاد شده با شرکت‌های محلی متفاوت است که همگی به ظرفیت جذب کشور میزبان بستگی دارد.

تعداد زیادی از مطالعات تجربی در این زمینه استدلال کرده‌اند که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد به ویژگی کشور میزبان بستگی دارد. زمانی سرریزهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به حداکثر می‌رسند که شکاف کمتری بین کشور میهمان و کشور میزبان از نظر فناوری، دانش، نهادهای مختلف، توسعه اقتصادی و غیره وجود داشته باشد. زمانی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تأثیر مثبتی بر رشد فراگیر دارد که بخش تولید و زیرساخت به‌اندازه کافی در کشور میزبان وجود داشته باشد. همچنین به‌طور غیرمستقیم زمانی که کشور میزبان، دارای بخش خدمات بزرگی است، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر، تأثیر مثبتی دارد. پس برای اینکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر به پیوندها و سرریزهای بیشتر شود و درنهایت، ایجاد شغل برای فقرا داشته باشد، باید شکاف کمتری در فناوری یا دانش با شرکت‌های خارجی وجود داشته باشد.

تکیه بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای کاهش فقر، تنها زمانی کارساز خواهد بود که کشور میزبان ظرفیت جذب کافی داشته باشد؛ اما بسیاری از کشورهایی که بیشتر به رشد فراگیر نیاز دارند، در حال حاضر چنین ظرفیتی ندارند. با این وجود، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی همچنان می‌تواند به طور غیرمستقیم با تأثیر مثبت بر رشد فراگیر و همچنین با تأثیر بر توسعه بخش تولید و تشکیل سرمایه ناخالص کشور میزبان، به این نتایج در رشد فراگیر کمک کند. آموزش، باز بودن تجارت، سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، پایه‌های القایی رشد فراگیر هستند. از منظری دیگر

برای جذب، ادغام و حفظ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای میزبان جهت کمک به رشد فراگیر، حکمرانی صحیح برای انسجام اجتماعی و حفاظت از سرمایه‌گذاران خارجی ضروری است (آسونگو و نواچوکو، ۲۰۱۶).

تأثیر یکپارچگی اقتصادی و جهانی‌شدن بر رشد فراگیر از دو دیدگاه قابل بررسی است. اول، اتفاق نظر وجود دارد که در کشورهایی که نیروی کار و تجارت فراوان وجود دارد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مکمل روابط فرامرزی است، جهانی‌شدن و یکپارچگی‌های اقتصادی و تجاری می‌تواند رشد فراگیر و کاهش فقر را به همراه داشته باشد. دوم، اینکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند به رشد فراگیر در کشورهای میزبان از طریق افزایش شکاف توزیع درآمد، آسیب برساند. از دهه ۹۰ میلادی، واژه رشد فراگیر، یعنی رشد تولید ناخالص داخلی که منجر به کاهش فقر شود، به‌طور رسمی وارد ادبیات نظری اقتصاد گردید. عوامل مختلف اقتصاد کلان و سیاستگذاری به عنوان عوامل بالقوه مؤثر بر رشد فراگیر در ادبیات نظری معرفی شده‌اند؛ به‌عنوان مثال، مخارج کلی دولت، هزینه‌های دولت در سلامت و آموزش، تغییرات ساختاری، سرمایه‌گذاری ثابت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی. مطالعات متعددی تأثیر هزینه‌های دولت، زیرساخت‌ها و سیاست‌های مالی دولت را بر رشد فراگیر بررسی نموده‌اند، اما مطالعات معدودی درخصوص تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر انجام شده است. لذا در این پژوهش، سعی می‌شود علاوه بر بررسی اثر متغیرهای مذکور بر رشد فراگیر کشورهای عضو همکاری شانگهای، تمرکز اصلی بر تحلیل نظری و کاربردی اثر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر در کشورهای عضو این همکاری باشد.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

صفرزاده و همکاران (۱۴۰۱)، در پژوهشی با عنوان "برآورد تأثیر حکمرانی خوب بر رشد فراگیر در کشورهای منتخب"، به بررسی ارتباط نظام تدبیر شایسته و رشد فراگیر پرداختند و مشاهده کردند که متوسط شاخص رشد فراگیر برای کشورهای پردرآمد، بیشتر از کشورهای با درآمد متوسط است. سید نورانی و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهشی با عنوان "نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد اقتصادی با تکیه بر تئوری وابستگی و حکمرانی در گروه کشورهای در حال توسعه"، به تعیین جایگاه سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصاد بر پایه تئوری وابستگی و حکمرانی در گروه کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه، نشان داده است که شاخص حکمرانی و شاخص وابستگی بر رشد اقتصادی، اثر مثبت دارند.

گوهری (۱۳۹۹)، در پژوهشی با عنوان "تعیین چهارچوبی برای اندازه‌گیری رشد فراگیر"، با تبیین توصیف کاملی از رشد فراگیر به اندازه‌گیری شاخص ترکیبی رشد فراگیر با استفاده از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی (PCA) در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ برای کشورهای برگزیده با درآمد

متوسط به بالا از جمله ایران پرداخت. نتایج مطالعه وی، نشان داد، رشد فراگیر در ایران طی سالهای مورد مطالعه افزایش داشته است، اما میزان این افزایش در قیاس با کشورهای منتخب، کمتر بوده که باعث فاصله گرفتن رشد فراگیر در ایران در قیاس با میانگین رشد فراگیر کشورهای منتخب بوده است.

میرجلالی و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیر کشورهای سازمان همکاری اسلامی"، به تعیین عوامل تأثیرگذار بر رشد فراگیر کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی پرداختند. نتایج این پژوهش، نشان داد، کنترل تورم، سرمایه انسانی، سرمایه گذاری، مصرف دولت و باز بودن تجاری، از عوامل مؤثر بر رشد فراگیر در کشورهای اسلامی است.

احمدزاده و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی با عنوان "تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد در کشورهای در حال توسعه با تأکید بر ایران"، به تحلیل تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توزیع درآمد در کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش، نشان‌دهنده اثر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر ضریب جینی است.

۳-۲. مطالعات خارجی

آفوری و همکاران (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان "اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر: اثرات خنثی‌کننده و سیاست مربوط به حاکمیت دولت"، به تعیین تأثیر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر و اثر ساختار حاکمیت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۴۲ کشور آفریقایی پرداختند. نتایج پژوهش آنان، نشان داد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد فراگیر را در این کشورها رونق داده، اما تأثیر آن ضعیف بوده است.

کانگ و همکاران (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان "چه زمانی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر به رشد فراگیر می‌شود؟"، به بررسی شرایطی که در آن، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌طور مؤثر منجر به رشد فراگیر می‌شود، پرداختند. نتایج این پژوهش، نشان داد، زمانی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بیشترین اثر را بر رشد فراگیر خواهد داشت که بخش تولید و زیرساخت آن به‌اندازه کافی در کشور میزبان بزرگ باشد. برای برخورداری از نتایج سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باید شکافی بین فناوری و دانش کشور میزبان با شرکت خارجی وجود نداشته باشد.

منیر و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهشی با عنوان "تأمین مالی رشد فراگیر از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: ترکیب نقش کیفیت نهادی"، به بررسی اثربخشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای رشد فراگیر در اقتصادهای مختلف با سطح متفاوتی از کیفیت نهادی پرداختند. نتایج پژوهش،

1. Ofori et al. (2021)

2. Kang et al. (2021)

3. Munir et al. (2020)

نشان داده که سرمایه گذاری مستقیم خارجی در دستیابی به رشد جامع به خصوص برای اقتصادهایی با سطح پایین و متوسط، کیفیت نهادی نقش مهمی ایفا کرده است.

آلواردو^۱ و همکاران (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با عنوان "سرمایه گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در آمریکای لاتین"، به تعیین تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ۱۹ کشور آمریکای لاتین پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کشورهای با درآمد بالاتر، اثر مثبت و معنادار بر محصول دارد؛ اما در کشورهایی با درآمد متوسط به بالا، این اثر نابرار و غیرمعنادار است. درنهایت، این اثر در کشورهایی با درآمد متوسط به پایین منفی و معنادار است.

۴. روش تحقیق

۴-۱. اندازه گیری رشد فراگیر

در ادبیات تجربی، رشد فراگیر به عنوان به حداکثر رساندن تابع فرصت اجتماعی تعریف شده است، چرا که دو موضوع کارایی و برابری را با هم دربر می گیرد. در روش آناند^۲ و همکاران (۲۰۱۳)، رشد فراگیر به دو عامل رشد درآمد و توزیع درآمد بستگی دارد. در حقیقت اثر جانشینی و اثر درآمدی در مؤلفه های رشد و توزیع گنجانده می شود. فزاینده بودن تابع فرصت اجتماعی دربرگیرنده بعد رشد است و انتقال درآمد از فرد ثروتمند به فقیر (که در برگیرنده بعد توزیعی است)، از ارزش تابع فرصت اجتماعی می کاهد. برای دربرگیری مقدار تغییرات توزیع درآمد، از مساحت زیر منحنی تحرک اجتماعی استفاده می شود.

$$Y^* = \int_0^{100} \bar{Y}_i d_i \quad (1)$$

در این تابع، فرصت اجتماعی می تواند به هر شکلی مانند مراقبت های بهداشتی، آموزشی و یا چندین فرصت پولی و غیر پولی دیگر باشد. این مطالعه، از درآمد به عنوان تعیین کننده فرصت استفاده خواهد کرد. نکات زیر در معادله (۱) در نظر گرفته می شود:

- اگر $\bar{Y} = \bar{Y}^*$ باشد، توزیع فرصت ها برای جامعه کاملاً عادلانه است.

- اگر $\bar{Y} < \bar{Y}^*$ باشد، توزیع ناعادلانه درآمد را نشان می دهد.

- سطوح بالاتر $\bar{Y}^*$ ، سطح بالاتری از درآمد را نشان می دهد.

$\bar{Y}$ میانگین فرصت های موجود برای هر جامعه را نشان می دهد؛ در حالی که، $\bar{Y}^*$ میانگین در دسترس بودن فرصت ها را برای افراد متعلق به هر دهک درآمد نشان می دهد. از این رو، انحراف بین $\bar{Y}$ و $\bar{Y}^*$ ، نشان دهنده نابرابری در توزیع فرصت ها است (که در این مطالعه، با درآمد تفسیر می شود). بر اساس این مدل سازی تجربی، علی و سون (۲۰۰۷)، از این ویژگی $\bar{Y}^*$ استفاده کردند و یک شاخص برابری درآمد (IEI) را پیشنهاد دادند که در آن، $w_i = \frac{\bar{Y}^*}{\bar{Y}}$ است. یک جامعه کاملاً عادلانه

دارای $w_i = 1$ خواهد بود. یعنی ارزش بالاتر از w برابری درآمد بالاتر را نشان می‌دهد. چینش دوباره معادله به صورت زیر است:

$$\bar{Y}^* = W \times \bar{Y} \quad (۲)$$

معادله ۲ نشان می‌دهد که رشد فراگیر به درآمد متوسط و توزیع درآمد در بخش‌های مختلف جامعه بستگی دارد. اگر از معادله (۲) مشتق‌گیری شود، رابطه زیر به دست می‌آید:

$$d\bar{Y}^* = w_i^* d\bar{Y} + dw_i^* \bar{Y} \quad (۳)$$

$d\bar{Y}^*$ تغییر در رشد فراگیر است و اگر $d\bar{Y}^* > 0$ باشد، رشد فراگیرتر است. می‌توان رشد فراگیر را به رشد درآمدی و تغییر در برابری تجزیه کرد. عبارت اول، نقش افزایش در درآمد متوسط با ثابت نگه داشتن توزیع درآمد و عبارت دوم، نقش توزیع درآمد با ثابت نگه داشتن درآمد متوسط را نشان می‌دهد. رشد فراگیر به علامت و اندازه این دو عبارت بستگی دارد که ترکیب‌های متفاوتی از این دو عبارت را می‌توان به صورت زیر استنباط کرد.

(الف) اگر هر دو عبارت مثبت باشد $d\bar{Y} > 0$ و $dw > 0$ ، رشد، فراگیر است.

(ب) اگر هر دو عبارت منفی باشد $d\bar{Y} < 0$ و $dw < 0$ ، رشد، غیر فراگیر است.

(ج) اگر عبارت اول مثبت و عبارت دوم منفی باشد $d\bar{Y} > 0$ و $dw < 0$ ، تحرک اجتماعی بالاتر به هزینه کاهش برابری به دست می‌آید.

(د) اگر عبارت اول منفی و عبارت دوم مثبت باشد $d\bar{Y} < 0$ و $dw > 0$ ، آنگاه تحرک اجتماعی بالاتر به هزینه انقباض درآمد متوسط به دست می‌آید.

معادله (۲) را می‌توان به صورت زیر مرتب نمود:

$$\frac{d\bar{Y}^*}{\bar{Y}^*} = \frac{d\bar{Y}}{\bar{Y}} + \frac{dw}{w} \quad (۴)$$

رابطه فوق، مبنای یکپارچه کردن رشد و برابری در یک واحد اندازه‌گیری رشد (درصد تغییرات در $\bar{Y}^*$) است. معادله رشد فراگیر در رشد و درصد تغییرات برابری که با w اندازه‌گیری شده، تجزیه می‌شود. پس از محاسبه متغیر رشد فراگیر براساس معادله بالا، این متغیر به عنوان متغیر وابسته در مدل رگرسیون مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۴-۲. ارائه الگو و روش برآورد آن

پس از محاسبه و اندازه‌گیری شاخص رشد فراگیر براساس مطالب ذکر شده در قسمت قبل، از مدل تجربی زیر ارائه شده توسط منیر و همکاران (۲۰۲۰)، جهت بررسی اثر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر استفاده می‌شود:

$$\text{Ingrowth} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{FDI} + \alpha_2 \text{Gov} + \alpha_3 \text{Exch} + \alpha_4 \text{FD} + \alpha_5 \text{Inf} \quad (۵)$$

که در آن، متغیر وابسته رشد فراگیر (Ingrowth) است و متغیرهای توضیحی مدل به شرح زیر هستند:

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) به رشد فراگیر و توزیع عادلانه درآمد کمک می‌کند. چون این نوع سرمایه‌گذاری باعث افزایش ظرفیت تولیدی کشور میزبان، تسریع احیای بخش صنعتی از طریق انتقال فناوری، نوآوری و افزایش مشارکت در زنجیره جهانی می‌شود؛ پس اثر مثبت بر رشد فراگیر دارد.

حکمرانی خوب (Gov)، اشاره به ارتباط چهارچوب‌های سیاسی-اقتصادی و نهادی برای افزایش رشد فراگیر دارد. به‌طور کلی، حکمرانی خوب ضروری است تا رشد فراگیر از طریق ایجاد یک محیط سیاسی و اجتماعی-اقتصادی منجر به مسئولیت‌پذیری، توزیع عادلانه درآمد و انسجام اجتماعی شود. معیارهای حکمرانی خوب از جمله کنترل فساد و حاکمیت قانون، کیفیت مقررات و نظارت و اثربخشی دولت، باعث افزایش نرخ رشد فراگیر می‌شود.

نرخ ارز (Exch)، ارتباط مستقیم با بخش خارجی اقتصاد دارد و بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است. تضعیف پول ملی (افزایش نرخ ارز)، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. از طرفی، افزایش نرخ ارز باعث کاهش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و در نتیجه، کاهش رشد فراگیر می‌شود، پس افزایش نرخ ارز، اثر منفی بر رشد فراگیر می‌گذارد.

توسعه مالی (FD)، تأثیر مثبت بر رشد فراگیر دارد و تورم (Inf)، باعث ناپایداری اقتصاد کلان و آسیب به فقرا می‌شود؛ چون بخش قابل توجه درآمد فقرا صرف مواد مصرفی می‌شود؛ پس تورم باعث کاهش رشد فراگیر شده و دارای اثر منفی می‌باشد.

در این مطالعه، برای بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر نرخ رشد فراگیر با در نظر گرفتن نقش ضریب جینی از مدل رگرسیونی حد آستانه استفاده می‌شود، زیرا با کاربرد این مدل می‌توان مقدار آستانه‌ای برای متغیر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تعیین کرد و همزمان اثرگذاری FDI بر رشد فراگیر را در رژیم‌های مختلف با سطوح متفاوت، مورد تحلیل قرار داد.

مدل آستانه، شکست ساختاری یا ویژگی جهشی در رابطه بین متغیرها را توصیف می‌کند. این مدل توسط هانسن^۱ (۱۹۹۹) ارائه شده است. در ادامه، به معرفی این روش پرداخته می‌شود. اطلاعات پانل متوازن به شکل $(y_{it}, q_{it}, x_{it}; 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T)$ است. اندیس i مقاطع و اندیس t زمان را مشخص می‌کند. y_{it} متغیر وابسته، q_{it} متغیر آستانه و x_{it} بردار K از متغیرهای توضیحی است. معادله ساختاری به شکل زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) \quad (۶)$$

یک روش جایگزین برای نوشتن رابطه (۵)، به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta'_1 x_{it} + e_{it} & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + \beta'_2 x_{it} + e_{it} & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (۷)$$

روش خلاصه دیگر برای نمایش رابطه (۶):

$$x_{it}(\gamma) = \begin{cases} x_{it}I(q_{it} \leq \gamma) \\ x_{it}I(q_{it} > \gamma) \end{cases} \quad (۸)$$

و $\beta = (\beta'_1 \beta'_2)$ ، بنابراین، رابطه (۵) برابر است با:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (۹)$$

مشاهدات براساس اینکه متغیر آستانه‌ای q_{it} کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از حد آستانه γ باشد، به دو «رژیم» تقسیم می‌شود. رژیم‌های مختلف براساس اختلاف بین شیب‌های β_1 و β_2 رگرسیون متمایز می‌شود. شناسایی β_1 و β_2 مستلزم این است که اجزای X_{it} زمان - ثابت نباشند. همچنین فرض می‌شود که متغیر آستانه q_{it} نیز زمان - ثابت نباشد و جزء خطا e_{it} مستقل بوده و به‌طور یکسانی با میانگین صفر و واریانس e_{it} توزیع شده است (هانسن، ۱۹۹۹).

در مطالعه حاضر، رشد فراگیر به‌عنوان متغیر وابسته می‌باشد. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای و از ضریب جینی به‌عنوان متغیر تحت تأثیر آستانه استفاده شده است. سایر متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل شامل نرخ ارز مؤثر واقعی، شاخص کل حکمرانی خوب (میانگینی از شش زیرشاخص) و عمق مالی می‌باشد. پس از تبیین متغیرها می‌توان این متغیرها را در قالب مدل رگرسیون آستانه نشان داد:

$$\text{Growth}_{it} = \alpha X_{it} + \begin{cases} \beta_1 \text{gini}_{it} + e_{it} & FDI \leq \gamma \\ \beta_2 \text{gini}_{it} + e_{it} & FDI > \gamma \end{cases} \quad (۱۰)$$

در رابطه بالا، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، هم متغیر توضیحی و هم، متغیر آستانه‌ای و شاخص ضریب جینی متغیر تحت تأثیر آستانه می‌باشد که از طریق ضرایب β_1 و β_2 معادله را به دو رژیم تقسیم می‌کند. هدف بررسی این است که در حد بالا و پایین آستانه تأثیر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق شاخص ضریب جینی بر رشد فراگیر چگونه است. بردار X_{it} شامل متغیرهای متغیرهای توضیحی از جمله نرخ ارز مؤثر واقعی، شاخص کل حکمرانی، عمق مالی است و growth شاخص ترکیبی رشد فراگیر می‌باشد.

در این پژوهش، از بین شاخص‌های توسعه مالی از شاخص عمق مالی (استخراج شده از سایت imf) به‌دلیل بهتر جواب گرفتن در تخمین مدل و موجود بودن داده‌های این متغیر استفاده شده است. همچنین به‌دلیل اینکه تأکید بر رشد فراگیر است، ضریب جینی که یکی از جنبه‌های رشد فراگیر است، به‌عنوان متغیر تحت تأثیر آستانه انتخاب شده است. تصریح چنین مدلی، این امکان را فراهم می‌نماید که بتوان میزان اثر جریان FDI بر ضریب جینی در مدل رشد فراگیر را در دو زیرمجموعه متفاوت بسته به اینکه FDI کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از سطح آستانه‌ای γ در مدل باشد را بررسی نمود.

۴-۳. سازمان همکاری شانگهای

در ۲۶ آوریل سال ۱۹۹۶ و در شهر شانگهای چین پنج کشور روسیه، چین، قزاقستان، قرقیزستان و تاجیکستان باهدف تقویت اعتماد متقابل و خلع سلاح در مرزهای خود، تشکلی به نام "شانگهای" را تأسیس کردند. اعضای سازمان همکاری شانگهای (SCO) با داشتن مساحتی معادل ۳۰ میلیون و ۱۸۹ هزار مترمربع، سه - پنجم از مساحت آسیا و با جمعیتی در حدود یک و نیم میلیارد نفر، چیزی حدود یک - چهارم جمعیت کره زمین را در اختیار دارند. همکاری اقتصادی کشورهای عضو، به عنوان یکی از اولویت های فعالیتی سازمان شانگهای، شناخته شده است. همکاری های اعضای سازمان را در سه زمینه سیاسی و امنیتی، اقتصادی و اجتماعی می توان مورد بررسی قرارداد.

۱- همکاری در زمینه های سیاسی و امنیتی

- اتخاذ مواضع مشترک در سیاست خارجی و اتخاذ سیاست های مشترک در مسائل منطقه ای و بین المللی؛

- اقدام مشترک در زمینه مبارزه با تروریسم، افراط گرایی و جدایی طلبی، مبارزه با قاچاق مواد مخدر، قاچاق سلاح و مهاجرت غیرقانونی؛

- همکاری در زمینه کنترل تسلیحات و خلع سلاح.

۲- همکاری در زمینه اقتصادی، بازرگانی و تجاری

- تقویت و گسترش همکاری های اقتصادی و منطقه ای؛

- گسترش تجارت، سرمایه گذاری و ایجاد محیط مناسب برای رسیدن به جریان آزاد سرمایه، کالا و خدمات در کشورهای عضو؛

- برداشتن موانع در جهت گسترش و تقویت حمل و نقل جاده ای؛

- تبادل اطلاعات در زمینه های گوناگون؛

- همکاری در زمینه ترانزیت انرژی؛

- مدیریت منابع آب در منطقه.

۳- همکاری در زمینه اجتماعی

- همکاری های آموزشی، ورزشی، بهداشتی، گسترش توریسم و تبادلات فرهنگی.

۴-۴. فرصت های اقتصادی شانگهای برای ایران

فرصت های اقتصادی شانگهای برای ایران عبارتند از:

- حفظ و گسترش بازار مصرفی بزرگ و بادوام برای نفت و صادرات غیرنفتی و رفع نیازهای تکنولوژیکی و منابع مالی برای توسعه صنعتی، با توجه به ظرفیت کشورهای عضو؛

- بهره گیری از قدرت و توان اقتصادی و ظرفیت های چین به مثابه پل ارتباط میان شرق و جنوب شرق آسیا؛

- گسترش همکاری‌ها در بستر متنوعی از همکاری‌ها نظیر انتقال خطوط مخابراتی، حمل‌ونقل کالا و ترانزیت انرژی؛

- ایجاد رویه‌ای به‌منظور مبادله آزاد کالا و دستیابی به توافقاتی در زمینه اعطای امتیازات و معافیت‌های مربوط به تعرفه‌های گمرکی؛

- توسعه گردشگری و تبادل هیئت‌های بازرگانی و غیره.

پیوستن ایران به این سازمان، پیش‌زمینه‌ای برای همکاری‌های گسترده‌تر بین طرف‌های مختلف است. این همکاری می‌تواند به شکل دو جانبه در تعاملات مختلف فرهنگی، اقتصادی، امنیتی و سیاسی بین ایران و سایر کشورهای عضو دنبال شود و می‌تواند در قالب خود سازمان شانگهای در یک چهارچوب سازمان یافته به‌صورت گروهی توسط تمامی کشورها دنبال گردد. از طرف دیگر، عضویت ایران می‌تواند پیش‌زمینه‌ای برای عضویت ایران در سایر نهادها و سازمان‌های منطقه‌ای و بین‌المللی باشد (احمد، ۲۰۲۲).

۵. تخمین مدل

آزمون اثر آستانه‌ای تا سه آستانه انجام و نتایج این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است:

جدول ۱: نتایج آزمون اثر آستانه‌ای

حد آستانه	آماره F	ارزش احتمال
تکی	۴۲۴/۸۱	۰/۰۰۰۰
دوتایی	۱۱/۳۵	۰/۳۵۰۰
سه‌تایی	۶/۱۰	۰/۹۳۰۰

(مأخذ: یافته‌های تحقیق)

در جدول اثر آستانه‌ای، آستانه تک (single) متناظر با فرض H_0 مدل خطی و فرض H_1 مدل تک آستانه‌ای است. به همین ترتیب، آستانه دوتایی (double) و آستانه سه‌تایی (triple)، دارای فرض‌های H_1 معادل وجود دو آستانه و سه آستانه هستند. با توجه به نتایج خلاصه شده در جدول (۱)، مشخص شد که الگوی مورد مطالعه، یک الگوی تک‌آستانه‌ای است؛ زیرا آماره محاسبه شده F تنها در این حالت از مقادیر بحرانی در جدول، بالاتر است و یا به عبارتی، فرض H_0 تنها در این حالت پذیرفته نمی‌شود، لذا در ادامه مدل، براساس روش تک آستانه‌ای تخمین زده می‌شود. در این مدل، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای حد آستانه بر ضریب جینی می‌باشد.

جدول ۲: برآورد مدل آستانه‌ای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم بر رشد فراگیر

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	p-value
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۰/۰۲۱۹	۰/۰۰۵۵۹۴۴	۳/۹۳	۰/۰۰۰
نرخ ارز	-۹/۹۸e-۰۷	۱/۲۲e-۰۶	-۰/۸۲	۰/۴۱۶
عمق مالی	۰/۲۷۷۱۰۱۱	۱/۰۶۱۵۵۸۴	۴/۵۰	۰/۰۰۰
شاخص کل حکمرانی	۰/۰۰۲۷۷۷۷	۰/۰۰۱۱۴۲۱	۲/۴۳	۰/۰۱۶
عرض از مبدأ	-۰/۰۷۴۸۹۱۹	۱/۰۳۱۶۶۱۴	-۲/۳۷	۰/۰۱۹
GINI				
$\leq \gamma$	-۰/۰۰۵۴۴۰۵	۰/۰۰۲۷۱۸۱	-۲/۰۰	۰/۰۴۷
$> \gamma$	۰/۱۸۱۵۴۲۸	۰/۰۰۸۷۴۱۷	۲۰/۷۷	۰/۰۰۰
مقدار حد آستانه تخمین زده شده	۴/۸۷۵۶	تعداد مقاطع	۸	
آماره F وجود آستانه	۴۲۴/۸۱	تعداد مشاهدات	۱۶۸	
آماره F برای معناداری رگرسیون	۷/۳۲	ارزش احتمال آماره F	۰/۰۰۰	

(مأخذ: یافته‌های تحقیق)

تخمین مدل براساس روش اثرات ثابت در نرم‌افزار استاتا تخمین زده شد و نتایج تخمین مدل در جدول (۲)، نشان می‌دهد که به جز متغیر نرخ ارز، بقیه متغیرهای مدل، اثر معنی‌داری بر رشد فراگیر دارند. حد آستانه‌ای برای متغیر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برابر ۴/۸۷۵ میلیارد دلار می‌باشد که براساس آن، متغیر ضریب جینی در بالاتر و پایین‌تر از این حد آستانه، اثرات متفاوتی بر رشد فراگیر خواهد داشت. هنگامی که جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از این حد آستانه کمتر باشد، ضریب جینی، اثر معنی‌داری بر متغیر رشد فراگیر در کشورهای مورد بررسی دارد. به عبارتی، با یک واحد افزایش در ضریب جینی (توزیع عادلانه‌تر)، موجب کاهش ۰/۰۰۵ واحدی در شاخص رشد فراگیر می‌باشد. این مسئله مطابق با دیدگاه طرفداران وابستگی است.

طرفداران دیدگاه وابستگی، ادعا می‌کنند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ساختار اجتماعی کشور میزبان، شکاف ایجاد می‌کند و نابرابری داخلی را در کشور میزبان افزایش می‌دهد. تئوریسین‌های وابستگی، مکانیسم نواستعماری را برجسته کرده‌اند و معتقدند این مکانیسم هنگامی اتفاق می‌افتد که فعالان داخلی مربوط به بخش صادرات گرا، از نفوذ کالاها و خدمات کشور خارجی به داخل کشور حمایت می‌کنند و مانع توسعه تولید بومی می‌شوند و در نتیجه، به عقیده آنان، این فرایند از طریق بدتر کردن توزیع درآمد، موجب ممانعت از فرایند رشد اقتصادی فراگیر می‌شود.

هنگامی که جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب مورد بررسی، بالاتر از حد آستانه ۴/۸۷۵ میلیارد دلار باشد، ضریب جینی، اثر معکوس بر متغیر رشد فراگیر خواهد داشت. به عبارتی، افزایش ضریب جینی و بدتر شدن توزیع عادلانه در این کشورها، موجب افزایش شاخص رشد فراگیر به اندازه ۰/۱۸۱ واحد می‌باشد.

طرفداران دیدگاه نوسازی، معتقدند که قبل از اینکه به توزیع مجدد پرداخته شود، باید به اندازه کافی محصول تولید شود و نابرابری را به‌عنوان پیش‌شرط لازم برای بهبود درآمد در آینده می‌دانند. این استدلال را می‌توان در فرضیه کوزنتس یافت که بیانگر آن است که در مراحل اولیه توسعه، جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، وضعیت توزیع درآمد را بدتر می‌کند، اما در مراحل بعدی توسعه، با افزایش مقادیر ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد؛ بدین‌گونه که در ابتدا شرکت‌های کشور میزبان برای به‌دست‌آوردن تکنولوژی جدید، نیاز بیشتری به نیروی کار ماهر دارند. بنابراین، تقاضا و قیمت نسبی (دستمزد) کارگران ماهر را افزایش می‌دهد که موجب تقسیم‌بندی بازار کار و نابرابری دستمزد است. در مرحله دوم، زمانی که میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش می‌یابد، شرکت‌های محلی قادر به انتقال سطح بالاتر تکنولوژی با تقلید از شرکت‌های خارجی می‌شوند و از طریق آموزش‌دادن تکنولوژی‌های جدید به نیروی کار کم‌مهارت، شکاف دستمزد بین کارگران ماهر و غیرماهر کاهش می‌یابد.

بر طبق نظریه نوسازی، آنچه که مهم است، مزیت است، نه منشأ سرمایه. سرمایه چه داخلی و چه خارجی، موجب تسریع رشد می‌شود و سرانجام منافع آن، در کل اقتصاد پخش می‌شود. از این‌رو، حتی اگر FDI تنها در بخش‌های مخصوص و برجسته موجب رشد شود، تنها نخبگان محلی را به‌صورت پیوسته توسعه دهد یا منجر به دوگانگی اقتصادی شود، در بلندمدت رشد، توزیع درآمد را تسهیل می‌کند.

متغیر عمق مالی، دارای اثر معناداری بر شاخص رشد فراگیر می‌باشد؛ به‌صورتی که با یک درصد افزایش در عمق مالی با شرط ثبات سایر متغیرها، نرخ رشد فراگیر ۰/۲۷۷٪ افزایش خواهد یافت. سیستم مالی، تخصیص کارآمد منابع را افزایش می‌دهد. سیستم‌های مالی توسعه یافته‌تر، ممکن است به روند گسترش فناوری‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمک کنند. عملکرد خوب بازارهای مالی از طریق کاهش هزینه مبادله، باعث می‌شود که سرمایه اختصاص داده شده در پروژه‌های با بازدهی بالا تضمین شود و در نتیجه، رشد اقتصادی بالا رود. سیستم مالی توسعه یافته از مسیر جمع‌آوری پس‌اندازها، ممکن است حجم تأمین مالی را افزایش دهد.

با توجه به تخمین، متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، دارای اثر معناداری بر شاخص رشد فراگیر می‌باشد؛ به‌صورتی که با یک درصد افزایش در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با شرط ثبات سایر متغیرها، نرخ رشد فراگیر ۰/۰۲٪ افزایش خواهد یافت. معمولاً به همراه تکنولوژی پیشرفته و مدرن، سازماندهی و مدیریت برتر وارد کشور می‌شود. بنابراین FDI به‌عنوان موتور رشد در کشورها شناخته شده است. این مطلب در مطالعات پیشین نیز مورد اشاره واقع شده است. آنها بر این عقیده‌اند

که اثرات سودمند FDI بر رشد اقتصادی توسط کارآیی بالاتری که این نوع سرمایه گذاری به دلیل تکنولوژی پیشرفته دارد، حاصل می شود؛ نه صرفاً از طریق انباشت بیشتر سرمایه.

FDI می تواند ظرفیت صادرات کشور میزبان را افزایش دهد و باعث شود که کشور در حال توسعه، درآمد ارزی بیشتری را جذب نماید. FDI همچنین با ایجاد فرصت های شغلی جدید و افزایش انتقال تکنولوژی مرتبط است و باعث بهبود کلی رشد در کشورهای میزبان می گردد. لذا تجارت و جریان های ورودی FDI به عنوان عامل مهمی در فرایند رشد اقتصادی شناخته شده اند.

متغیر حاکمیت قانون در سطوح ۵ درصد، دارای اثر معناداری بر رشد فراگیر می باشد. بدین ترتیب که با یک واحد بهبود در این شاخص و ثابت بودن سایر متغیرها، نرخ رشد فراگیر، 0.02% افزایش خواهد یافت. این امر بدین معنی است که هر اندازه ویژگی های مثبت مانند حاکمیت قانون، پاسخگویی، کارآیی و اثربخشی دولت در یک جامعه بیشتر و فساد، مقررات اضافی و بی ثباتی سیاسی و خشونت کمتر باشد، نهادها در آن جامعه برای نیل به اهداف توسعه، مناسب تر است. پس امنیت اقتصادی و به دنبال آن، رشد اقتصادی مناسب را به ارمغان می آورد.

۶. بحث و نتیجه گیری

رشد فراگیر به معنای رشد مفید برای همه است. رشدی که به نفع همه اقشار جامعه از جمله فقرا، افراد با درآمد متوسط و حتی ثروتمندان است. فرصت های اقتصادی ایجاد شده توسط رشد فراگیر، باید منافع گروه های فقیر و گروه های اجتماعی محروم را تحت تأثیر قرار دهد، که این امر، منجر به توسعه اجتماعی بیشتری می شود و بخش های ضعیف جامعه را قادر می سازد تا به فرصت ها و دارایی های جامعه دسترسی پیدا کنند. این مسئله می تواند به تخصیص مناسب تر فرصت ها منجر شده و رشد اقتصادی پایداری را در جامعه ایجاد نماید و به دنبال آن، به کاهش نابرابری و فقر بیانجامد.

این مفهوم از رشد، بر اشتغال مولد به عنوان وسیله ای برای افزایش درآمد به جای توزیع مستقیم درآمد، تأکید دارد. بنابراین، رشد فراگیر باید موجب ایجاد اشتغال مولد و همچنین مشارکت اجتماعی همه افراد جامعه با دسترسی برابر به فرصت ها شود. از این منظر، رشد فراگیر خود باعث توزیع بهتر درآمد می شود. رشد فراگیر مبتنی بر رویکرد توزیع مجدد درآمد نیست. یعنی توزیع عادلانه درآمد از همان ابتدا در فرایند رشد شکل می گیرد. فراگیر شدن رشد کلیدی برای انسجام اجتماعی و رشد اقتصادی پایدار است. رشد فراگیر، در همه بخش های اقتصادی باید اتفاق بیفتد. اشتغال مولد در بازار کار، فرصت های برابر را برای دسترسی به بازارها و رفع فقر فراهم می کند. فقر فقط هزینه ای برای افراد نیست، بلکه باعث کاهش منابع عمومی جامعه و نیز افزایش مشاغل با درآمد مناسب، منجر به کاهش هزینه های انتقالی دولت می شود و از سوی دیگر، درآمد مالیاتی دولت را بالا می برد. این دو باعث افزایش حجم سرمایه گذاری و رشد اقتصادی می گردد.

با توجه به اهمیت موضوع رشد فراگیر و همچنین عضویت ایران در سازمان همکاری شانگهای و انتظار افزایش همکاری های اقتصادی از جمله سرمایه گذاری خارجی بین اعضای این سازمان، در این پژوهش، به بررسی اثر جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد فراگیر کشورهای عضو همکاری

شانگهای پرداخته شد. از آنجایی که رشد فراگیر دو بعد رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد را دربر می گیرد، جهت بررسی دقیق این موضوع، از تأثیر حد آستانه‌ای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر ضریب جینی در مدل نیز استفاده گردید.

نتایج تخمین مدل حد آستانه، نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، عمق مالی و حاکمیت قانون، تأثیر معنادار و مثبتی بر رشد فراگیر دارند و نرخ ارز، تأثیر معناداری بر رشد فراگیر ندارد. متغیر ضریب جینی به دلیل تفاوت در علامت ضرایب برآورد شده در بالاتر و پایین‌تر از حد آستانه، اثرات متفاوتی بر رشد فراگیر دارند. در رژیم اول، در شرایطی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمتر از حد آستانه می‌باشد، با ثبات سایر شرایط، ضریب جینی، سبب کاهش رشد فراگیر که مطابق با نظریه طرفداران دیدگاه وابستگی است و در شرایطی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بالاتر از حد آستانه می‌باشد، با ثبات سایر شرایط، ضریب جینی، سبب افزایش رشد فراگیر می‌شود که در واقع، مطابق با دیدگاه نوسازی می‌باشد.

در نهایت توصیه‌های زیر پیشنهاد می‌شود:

- براساس یافته‌های این پژوهش، حد آستانه‌ای برای متغیر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، برابر ۴/۸۷۵ میلیارد دلار می‌باشد که براساس آن، متغیر ضریب جینی در بالاتر و پایین‌تر از این حد آستانه، اثرات متفاوتی بر رشد فراگیر خواهد داشت و بنابراین، سیاستگذاران کشورهای عضو همکاری شانگهای، توجه داشته باشند که افزایش تولید ملی و رشد اقتصادی در این کشورها مطابق فرضیه کوزنتس، موجب ایجاد نابرابری در این مجموعه از کشورها شده است. پس به سیاستگذاران توصیه می‌شود، در کنار رشد اقتصادی، به "خصوصیات" رشد اقتصادی نیز توجه شود. برای مثال به بخش‌هایی که اقشار کم درآمد جامعه در آن بیشتر سهم هستند، نظیر بخش کشاورزی، اولویت بیشتری داده شود و به اقشار کم درآمد جامعه در رسیدن به این سطح از رشد، سهم بیشتری اختصاص دهند؛ چون تنها رشد اقتصادی تعیین کننده ماهیت فواید توزیعی آن نمی‌باشد.

- همان‌طور که از نتایج این پژوهش مشخص است، افزایش تورم، موجب کاهش شاخص رشد فراگیر در کشورهای عضو همکاری شانگهای شده است. بدین معنا که با افزایش در تورم، نابرابری نیز افزایش می‌یابد و لذا اجرای سیاست‌های پولی و مالی مناسب از جمله کاهش نقدینگی، کاهش نرخ سود سپرده بانکی و کاهش مخارج دولت، جهت کنترل تورم در کشورهای منتخب، توصیه می‌گردد.

- نتایج حاصل از برآورد الگو در این پژوهش، نشان داد که شاخص حکمرانی خوب دولت، اثر مثبتی بر رشد فراگیر در کشورهای عضو همکاری شانگهای دارد. بنابراین، هر اندازه ویژگی‌های مثبت شاخص‌های حکمرانی خوب، مانند حاکمیت قانون، پاسخگویی، کارآیی و اثربخشی دولت در یک جامعه بیشتر، و از طرف دیگر فساد، مقررات اضافی و بی‌ثباتی سیاسی در کشورها کمتر باشد، پس امنیت اقتصادی و به دنبال آن رشد فراگیر بالاتر خواهد بود.

References

- Ahmad, S. (2022). SCO meeting on environmental protection issues. The Diplomatic Insight. <https://thediplomaticinsight.com/sco-meeting-on-environmental-protection-issues>.
- Ahmadzadeh, K., Fe'eqh, Majidi, A., & Zarouni, Z. (2017). The effect of FDI on income distribution in developing countries; With an emphasis on Iran. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 13(26), 151-180. [In Persian]
- Ali, I., & Son, H. H. (2007). Measuring inclusive growth. *Asian Development Review*, 24(1), 11.
- Alvarado, R., Iñiguez, M., & Ponce, P. (2017). Foreign direct investment and economic growth in Latin America. *Economic Analysis and Policy*, 56, 176-187.
- Anand, R., Mishra, M. S., & Peiris, M. S. J. (2013). Inclusive growth: Measurement and determinants. *IMF Working Paper*, International Monetary Fund.
- Asongu, S. A., & Nwachukwu, J. C. (2016). Foreign aid and governance in Africa. *International Review of Applied Economics*, 30(1), 69-88.
- Besley, T., & Cord, L. (2007). *Delivering on the Promise of Pro-Poor Growth: Insights and Lessons from Country Experiences*. World Bank Publications.
- Bhandari, B. (2004). Does foreign direct investment affect US income inequality?. *Forthcoming*, 21, 210-222.
- Gohari, L. (2020). Determining a framework for measuring inclusive growth. *Journal of Iranian Economic Issues*, 7(2), 307-339. [In Persian] doi: 10.30465/ce.2020.6290.
- Halmos, K. (2011). The effect of FDI, exports and GDP on income inequality in 15 Eastern European countries. *Acta Polytechnica Hungarica*, 8(1), 123-136.
- Hong, P. C., Park, Y. S., Hwang, D. W., & Sepehr, M. J. (2024). A growth theory perspective on the competitive landscape of shipbuilding: A comparative study of Japan, Korea, and China. *Maritime Economics & Logistics*, 26(3), 1-28.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
- Iran joins SCO. (2021, September 17). *Financial Tribune*. <https://financialtribune.com/articles/national/110317/iran-joins-sco>
- Kang, Hyojung, & Jorge Martinez-Vazquez. (2021). When does foreign direct investment lead to inclusive growth?. *The World Economy*, 8, 2394-2427.
- Mir Jalili, S.H., Mohseni, A., & Safari, O. (2017). Investigating factors affecting the inclusive growth of selected countries of the Organization of Islamic Cooperation. *Economic Growth and Development Research*, 8(32), 60-47. doi: 10.30473/egdr.2018.4606. [In Persian]
- Munir, M., & Fatim, A. (2020). Financing inclusive growth through FDI: Incorporating the role of institutional quality. *Global Economics Review*, 2(2020), 29-46.
- Ofori, I. K., & Asongu, S. A. (2021). ICT diffusion, foreign direct investment and inclusive growth in Sub-Saharan Africa. *Telematics and Informatics*, 65, 101718.

- Safarzadeh, E., & Mozaffaripour, N. (2022). The impact of good governance on inclusive growth in selected countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 9(1), 244-265. Doi: 10.22096/esp.2022.141516.1446. [In Persian]
- Sazvar, H., Nikooghadam, M., & Dashtban Farooji, M. (2020). the interaction of foreign trade and foreign direct investment on Iran's economic growth. *Journal of Iranian Economic Issues*, 6(2), 67-93.
- Seyed Nourani, S. M. R., & Satvati Pirayesh, H. (2020). The role of foreign direct investment in economic growth, relying on the theory of dependence and governance in selected countries. *Political Sociology of Iran*, 3(2), 187-214. doi: 10.30510/psi.2020.117702. [In Persian]
- Tayyebi S K, Azarbayegani K, Rafat B.(2009). Using Instrumental variable and Two-Stage Least Squares for Panel Data Models to Estimate the Interactions between Trade and FDI. *QJER* 2009; 8 (4) :77-94.
- URL: <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-2650-fa.html>

Threshold and Asymmetric Effects of Foreign Direct Investment on Inclusive Growth in Shanghai Cooperation Member Countries

Sayedeh Marzieh Hosseini¹

Monireh Rafat²

Received: 2024/2/10

Accepted: 2024/3/28

Aim and Introduction

Inclusive growth strategy is a new concept in the field of growth and development in the economy, which is used by policymakers in a special way. In various political discourses, inclusive growth is a result of basic meanings such as large and fair growth, economic growth in alignment with the development of human growth, pro-poor, accessible and participatory growth, sustainable growth from an economic and environmental perspective, and many private concepts. On the other hand, foreign direct investment (FDI) can be considered as a means of financing countries, which is one of the best tools for economic development. Considering its contribution and long-term implication, it is a narrow approach to lemmatize the role of FDI in promoting economic growth only. The new developments in growth literature take poverty and inequality also in the account. Hence, the paper links FDI with a broader term, Inclusive Growth. Inclusive growth is a growth process that includes every segment of society. It creates and distributes opportunities in an equitable manner and utilizes a major part of the labour force. It also moves them out of poverty and enhances productive employment. The evidence from a long list of literature, consulted for this research suggest that the resulted effect of FDI on inclusive growth is highly defined by the host economy's own institutional quality.

Methodology

In literature, inclusive growth is defined as the maximization of the social opportunity function. As it undertakes the spectrum of efficiency and equity under one umbrella. The concept of social opportunity function itself was derived from the idea of generalized concentration curve introduced initially by (Ali & Son, 2007) in inclusive growth literature. This concept of generalized concentration curve was later used to form social opportunity index by calculating the area under the curve (Anand, Mishra, and Peiris, 2013).

Considering the fact that opportunity can take any forms such as health care, education or several other monetary and non-monetary opportunities. The study will use income as a determinant of opportunity. As it is the most common and

-
1. M.A in Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: marziehosseini@ase.ui.ac.ir
 2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. (Corresponding Author)
E-mail: m.rafat@ase.ui.ac.ir

widely used measure of determining individuals' access to certain other kinds of opportunities.

The aim of the present study is to analyze the effect of attracting foreign direct investment on inclusive growth in the Shanghai Cooperation members during the period of 2000-2022. Therefore, in order to calculate the inclusive growth index, to introduce the study model of this research and examine it the panel data method has been used. For estimating the model, threshold panel in Stata software has also been applied, to analyze the effect of foreign direct investment attraction on inclusive growth.

Results and Discussion

The results presented in this paper are fixed effect robust estimates, which automatically addresses any underlying existence of heteroscedasticity. Hausman specification test has been used to select between the two widely used panel estimation techniques, fixed and random effect estimation. Result for the overall sample of world economies shows a significant positive effect of FDI on inclusive growth and GDP. The estimation of the model was based on the fixed effects method in the stata software, and the results of the estimation of the model show that except for the exchange rate variable, the rest of the model variables have a significant effect on inclusive growth. The threshold limit for the foreign direct investment attraction variable is 4.875 billion dollars, based on which the Gini coefficient variable above and below this threshold limit will have different effects on inclusive growth. When the attraction of foreign direct investment is lower than this threshold, the Gini coefficient has a significant effect on the inclusive growth variable in the countries under study. In other words, with one unit increase in the Gini coefficient, it causes a decrease of 0.005 units in the inclusive growth index. This issue is in line with the view of dependency advocates.

The second key variable, institutional quality, has shown a significant effect on overall economic growth. The results show that a good and developed financial system may increase the available volume of financing investment. Supervision of investment projects that reduces the cost of obtaining information and increases productivity during projects and accelerates economic growth.

Conclusion

The purpose of the study was to investigate the proposition that, foreign direct investment can be used as a financing tool for growth inclusiveness. The study calculated and used the inclusive growth variable following the methodology of social welfare function which is also known as the social opportunity function.

The study reached to following conclusions:

Foreign direct investment can be used as a financing tool for inclusive growth. A deep underpinning of its impact on inclusive growth variable suggested that the impact of FDI on increasing the overall income is positive and significant. Yet it

does not significantly influence the distribution of the opportunities. Hence, FDI does not influence inclusive growth through equity channel but by increasing the average opportunities.

The results of the research show that the Gini Coefficient Index, which is considered as a threshold change above and below the foreign investment attraction threshold, has a different effect on the overall growth index. When Foreign Direct Investment is less than the threshold, with a unit increase in the Gini Coefficient, leads to a worsening of the equitable distribution of income. As a result the index of inclusive growth, is in line with the views of the dependency theory. If Foreign Direct Investment is above the threshold, with one unit increase in the Gini Coefficient, which leads to a worsening of the equitable distribution of income, the index of inclusive growth increases, will be in line with the theory of modernization.

Keywords: Foreign Direct Investment, Inclusive Growth, Gini Coefficient, Shanghai Cooperation Organization

JEL Classification: O43, D31, F23, F36, D63

تکانه‌های کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری و پازل مصرف:

کاربرد از الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا

موسی مقصودی^۱

منصور زراء نژاد^۲

مسعود خداپناه^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱/۱۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۲۸

چکیده

الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا برای توضیح حرکت مصرف با تولید به دنبال تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری ارائه شده‌اند. در واقع، کاهش مصرف پس از تکانه مثبت کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری، با ادوار تجاری شناسایی شده تجربی در تضاد است. انگیزه و نوآوری اصلی مطالعه حاضر، درک اثر تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران و تحلیل پازل مصرف است. تخمین پارامترهای الگو، با استفاده از رویکرد بیزین، الگوریتم گام تصادفی متروپولیس-هستینگز و داده‌های متغیرهای قابل مشاهده تولید ناخالص داخلی بدون نفت، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و نرخ تورم (ناخالص) در دوره ۱۴۰۱:۰۲-۰۱/۳۸ استفاده شده و نتایج حاکی از آن است که ترجیحات تفکیک‌ناپذیر و در شرایطی که افزایش ساعات کار، اثر مثبت بر مطلوبیت نهایی مصرف دارد (مکمل بودن ساعات کار و مصرف)، هم‌حرکتی سرمایه‌گذاری، تولید، ساعات کار و مصرف قابل توجیه است و پازل مصرف رخ نمی‌دهد.

واژگان کلیدی: کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری، پازل مصرف، سیاست پولی، تخمین بیزین

طبقه‌بندی JEL: C11, E2, E12, E52

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
m-maghsoudishourabi@scu.ac.ir <https://orcid.org/0000-0003-0527-3529>

۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسنده مسئول).
m.zarran@scu.ac.ir

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
khodapanah@scu.ac.ir

۱. مقدمه

از زمان سیمز^۱ (۱۹۸۰) و کیدلند و پرسکات^۲ (۱۹۸۲)، شناسایی منابع نوسانات اقتصادی، یکی از موضوعات مورد بحث در ادبیات اقتصاد کلان بوده است. در مطالعات و مشارکتهای الگوهای خودتوضیح برداری ساختاری^۳ با استفاده از تکنیکهای بیزی^۴ و کلاسیک، شواهدی ارائه شده است که تکانه های کارایی نهایی سرمایه گذاری^۵ محرک های اصلی نوسانات اقتصادی در داده های پس از جنگ ایالات متحده هستند. با این حال، در الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا، محققان در تلاش برای توضیح حرکت مصرف با تولید به دنبال تکانه MEI هستند (بارو و کینگ^۶، ۱۹۸۴). در واقع، کاهش مصرف پس از تکانه MEI، با ادوار تجاری شناسایی شده تجربی در تضاد است (کینگ و ربلو^۸، ۱۹۹۹). از این موضوع به عنوان پازل مصرف یاد می شود. به عبارت دیگر، مصرف معمولاً پس از تکانه سرمایه گذاری مثبت در الگو کاهش می یابد.

بنابراین الگوهای معمول DSGE، هم حرکتی مشاهده شده بین متغیرهای کلان اقتصادی در پاسخ به تکانه کارایی نهایی سرمایه گذاری را ایجاد نمی کنند (خان و تسوکالاس^{۱۰}، ۲۰۱۰). از بُعد تجربی، مصرف، سرمایه گذاری، ساعت کار و تولید، همه با هم حرکت می کنند. این عدم هماهنگی مصرف در پاسخ به تکانه های سرمایه گذاری به عنوان منبع مهم ادوار تجاری، مشکل ساز است. استفاده از ترجیحات تفکیک ناپذیر، برای ایجاد حرکت مشترک متغیرها و حل پازل مصرف مفید است؛ به این دلیل که ترجیحات تفکیک ناپذیر، دلالت بر رابطه مکملی اجورث بین مصرف و ساعات کار دارد؛ و این رابطه مکملی تعیین کننده اصلی پاسخ مصرف است. برخی از مطالعات تجربی، شواهدی را به نفع عدم تفکیک بین مصرف و ساعات کار ارائه کرده اند. باسو و کیمبال^{۱۱} (۲۰۰۲)، با استفاده از یک تابع مطلوبیت تفکیک ناپذیر، کشش جانشینی بین زمانی را حدود ۰/۳۵ برای ایالات متحده برآورد، و درجه مکمل بودن اجورث بین مصرف و ساعات کار را برجسته کرده اند.

-
1. Sims
 2. Kydland, & Prescott
 3. Structural vector autoregression (SVAR) model
 4. Bayesian
 5. Marginal Efficiency of Investment shocks (MEI)
 6. Dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model
 7. Barro, & King
 8. King, & Rebelo
 9. Consumption Puzzle
 10. Khan & Tsoukalas
 11. Basu, & Kimball

گرون-کوئینتاننا^۱ (۲۰۰۸)، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا و ترجیحات غیرقابل تفکیک بین مصرف و کار، حرکات مشترک متغیرهای تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری را در پاسخ به یک تکانه سیاست پولی انبساطی برای ایالات متحده مستند کردند.

کیلپونن^۲ (۲۰۱۲)، معادله اوایلر مصرف را برای فنلاند استخراج و برآورد کرده است. نتایج حاکی از آن است که عدم تفکیک بین مصرف و اوقات فراغت، مصرف فعلی را به قیمت نیروی کار وابسته می‌کند. بنابراین هنگامی که نیروی کار در معادله اوایلر مصرف گنجانده می‌شود، نقش برجسته در توضیح نوسانات گسترده در داده‌های مصرف فنلاند دارد.

کیلپونن، ویلمونن و واهاما^۳ (۲۰۱۳)، نشان دادند که داده‌های ایالات متحده در دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۴ از کشش جانشینی بین زمانی پشتیبانی می‌کند و به شدت یک ویژگی لگاریتمی و تفکیک‌پذیر را که معمولاً در ادبیات کینزی جدید اعمال می‌شود، رد می‌کند.

کیم و کاتایاما^۴ (۲۰۱۳)، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویای بیزی و ترجیحات غیرقابل تفکیک بین مصرف و فراغت، حرکات مشترک متغیرهای تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری را در پاسخ به تکانه سیاست پولی و تکانه سرمایه‌گذاری برای ایالات متحده مستند کردند.

رضاه^۵ (۲۰۱۴)، اثر تکانه‌های MEI بر مصرف را مستند کرده است. به این منظور، برای حل پازل مصرف، از یک الگوی DSGE و اعمال چسبندگی مالی استفاده شده است.

چوی^۶ (۲۰۲۰) با استفاده از یک الگوی DSGE، به بررسی تکانه‌های MEI و چرخه‌های تجاری ایالات متحده پرداخته است. نتایج نشان می‌دهند که چسبندگی قیمت و اعمال هزینه استفاده از سرمایه در الگو، منجر به هم‌حرکتی مصرف، ساعات کار و تولید خواهد شد.

کیارینی، فرارا و مارزانو^۷ (۲۰۲۰)، تکانه‌های MEI و پازل مصرف را برای ایالات متحده در چهارچوب یک الگوی DSGE بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که ترجیحات تفکیک‌ناپذیر و همچنین وجود اصطکاک‌های واقعی و اسمی، منجر به کاهش شدت این پازل می‌شود. از سوی دیگر، در مطالعات روهه^۸ (۲۰۱۲) و هو، سانگ و ژین^۹ (۲۰۲۲)، تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری، موجب کاهش مصرف شده است.

نظر به اهمیت این موضوع، انگیزه اصلی از انجام مطالعه حاضر، درک اثر تکانه‌های کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری و پازل مصرف در چهارچوب یک الگوی DSGE برای ایران است.

1. Guerron-Quintana
2. Kilponen
3. Kilponen, Vilmunen, & Vähämaa
4. Kim, & Katayama
5. Reza
6. Choi
7. Chiarini, Ferrara, & Marzano
8. Röhe
9. Hou, Song, & Xin

ساختار مطالعه حاضر بدین شرح ارائه می شود: پس از مقدمه و ادبیات تجربی در بخش اول، به مبانی نظری مرتبط با موضوع، در بخش دوم پرداخته شده، در بخش سوم، الگوی DSGE برای اقتصاد ایران تصریح، و در بخش چهارم، پارامترهای الگو تخمین زده شده و در بخش پنجم، توابع عکس العمل آنی حاصل از تخمین آمده، و بخش پایانی، به تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش، نتیجه گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲. ادبیات نظری موضوع

تکانه کارایی نهایی سرمایه گذاری، منبعی از تغییرات برونزا در کارایی است که با آن می توان کالای نهایی را به سرمایه فیزیکی و در نتیجه، به ورودی سرمایه آینده تبدیل کرد.

جاستینیانو، پریمیتری و تامبالوتی^۱ (۲۰۱۱)، نشان می دهند که این تغییر ممکن است ناشی از عوامل تکنولوژیکی خاص برای تولید کالاهای سرمایه گذاری باشد. از سوی دیگر، تغییرات برونزا در کارایی می تواند از اختلالات در فرایند تبدیل این کالاهای سرمایه گذاری به سرمایه مولد ناشی شود. در الگوهای نئوکلاسیک، پس از تکانه MEI مثبت، خانوارهایی که در بازارهای مالی معامله می کنند، سرمایه گذاری خود را افزایش داده و مصرف را کاهش می دهند. در واقع، یک اثر جانشینی بین زمانی بین مصرف فعلی و سرمایه گذاری رخ می دهد که یک اثر ثروت منفی ایجاد، و بنابراین، به اصطلاح پازل مصرف را ایجاد می کند.

مکانیسم پشت پازل، اولین بار توسط بارو و کینگ (۱۹۸۴) توضیح داده شد. ایده این است که اگر یک تعادل کارآمد وجود داشته باشد، نرخ نهایی جانشینی بین مصرف و اوقات فراغت باید با تولید نهایی نیروی کار برابر باشد. این شرایط نشان می دهد که با تکانه های برونزا که فقط به طور غیرمستقیم بر تولید نهایی نیروی کار تأثیر می گذارند، همان طور که تکانه های MEI در واقع انجام می دهند، مصرف و ساعات کار در جهت مخالف حرکت می کنند (کیارینی، فرارا، و مارزانو، ۲۰۲۰).

بنابراین، اگرچه تکانه های MEI، تا ۶۰ درصد از واریانس تولید و ساعت کار را به خود اختصاص می دهند (جاستینیانو، پریمیتری، و تامبالوتی^۳، ۲۰۱۰)، این استدلال که تکانه های سرمایه گذاری یکی از مهم ترین محرک های نوسانات کلان اقتصادی هستند، چالش برانگیز است (فورلانتو، ناتویک و سنکا، ۲۰۱۳). علاوه بر این، چنین مشکل حرکتی حتی در مطالعاتی که از ایده تکانه های MEI به عنوان نیروهای محرک ادوار تجاری حمایت می کنند، برجسته شده است (گرتلر، سالا، و تریگاری، ۲۰۰۸).

1. Justiniano, Primiceri, & Tambalotti

2. Chiarini, Ferrara, & Marzano

3. Justiniano, Primiceri, & Tambalotti

4. Furlanetto, Natvik, & Seneca

5. Gertler, Sala, & Trigari

گرینوود، زوی و گریگوری^۱ (۱۹۸۸)، نشان دادند که استفاده از سرمایه متغیر در این الگو می‌تواند کانالی را معرفی کند که به‌طور بالقوه می‌تواند منجر به افزایش مصرف فعلی پس از تکانه سرمایه‌گذاری شود. از لحاظ نظری، الگوهای DSGE با اصطکاک‌های واقعی و اسمی، می‌توانند کانال دیگری را فراهم کنند که می‌تواند به کاهش این مشکل کمک کند (جاستینیانو، پریمیسری و تامبالوتی^۲، ۲۰۱۰). همچنین ترجیحات تفکیک‌ناپذیر برای ایجاد حرکت مشترک مفید است؛ به این دلیل که دلالت بر درجه بالایی از رابطه جانشینی (مکملی) اجورث بین مصرف و فراغت (ساعات کار) دارد، به‌ویژه زمانی که کشش فریش عرضه کار با توجه به دستمزد واقعی بالا است (گرینوود، زوی و گریگوری، ۱۹۸۸؛ اشمیت-گروهه و آریب^۳، ۲۰۱۲؛ فورلانتو و سنکا^۴، ۲۰۱۴). بنابراین به عنوان یک اصل، درجه مکمل بودن اجورث بین مصرف و ساعات کار، تعیین‌کننده اصلی پاسخ مصرف است. مرور مطالعات نظری و تجربی، حاکی از آن است که تکانه‌های سرمایه‌گذاری و پازل مصرف، کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در این راستا، انگیزه و نوآوری اصلی مطالعه حاضر، تنظیم یک الگوی DSGE و استفاده از رویکرد بیزی برای ایران و مرتفع ساختن این شکاف مطالعاتی تا حد ممکن است.

۳. توصیف الگو

هسته اصلی الگوی پژوهش حاضر، برگرفته از مطالعات گروه (۲۰۱۲) است و با بسط آن، تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری و پازل مصرف برای اقتصاد ایران، الگوسازی شده است.

۳-۱. خانوارها

ترجیحات خانوارها در تابع مطلوبیت، شامل دنباله‌ای از مصرف، فراغت و مانده‌های حقیقی پول است و بر این اساس، هر خانوار، به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری دوران زندگی خود است. در این مطالعه، به پیروی از گرینوود، زوی و گریگوری (۱۹۸۸) و اشمیت-گروهه و آریب (۲۰۱۲) از یک تابع مطلوبیت تفکیک‌ناپذیر نسبت به مصرف و فراغت استفاده شده است:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ (C_t^v L_t^{1-v})^{1-\sigma_c} / 1 - \sigma_c + (\psi / 1 - \sigma_m) (M_t / P_t)^{1-\sigma_m} \right\}, \quad (1)$$

که در آن، E_0 ارزش انتظاری عملگر، C_t مصرف حقیقی خانوار، L_t ساعات فراغت، M_t مانده‌های اسمی پول و P_t شاخص قیمت در دوره t است. $0 < \beta < 1$ عامل تنزیل تابع مطلوبیت، σ_c معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، v وزن مصرف، ψ ضریب ترجیح مانده حقیقی پول و σ_m معکوس کشش مانده حقیقی پول نسبت به نرخ بهره در تابع مطلوبیت خانوار است.

1. Greenwood, Zvi, & Gregory W.

2. Justiniano, Primiceri, & Tambalotti

3. Schmitt-Grohé, & Uribe

4. Furlanetto and Seneca

خانوار هر دوره زمانی را به کار N_t و فراغت L_t اختصاص می دهد و این زمان در معادله ذیل، به عدد ۱ نرمال سازی شده است:

$$N_t + L_t = 1 \quad (2)$$

خانوار در ازای هر ساعت کار، نرخ دستمزد اسمی W_t دریافت و درآمد حقیقی معادل $\frac{W_t}{P_t} N_t$ کسب می کند.

در نهایت، هر خانوار در سرمایه فیزیکی، سرمایه گذاری کرده و به عنوان صاحب سرمایه، درآمد حقیقی بهره ای $k_t \cdot \frac{R_t^k}{P_t}$ را با اجاره دادن سرمایه به بنگاه دریافت خواهد کرد. R_t^k نرخ اسمی اجاره سرمایه و k_t موجودی سرمایه در دوره t است. به پیروی از جاستینیانو، پرمیسری و تامبالوتی (۲۰۱۰)، سرمایه اقتصاد با توجه به سرمایه گذاری خانوار و نرخ استهلاك سرمایه، تعدیل می یابد.

$$K_{t+1} = (1 - \delta^k) K_t + \left(1 - z/2 \left(I_t/I_t - 1\right)^2\right) X_t I_t \quad (3)$$

در رابطه ۳، I_t سرمایه گذاری، δ^k نرخ استهلاك سرمایه و z پارامتر هزینه تعدیل سرمایه گذاری است. X_t تکانه کارآیی نهایی سرمایه گذاری است که از یک فرایند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می کند:

$$\ln\left(\frac{X_t}{\bar{X}}\right) = \rho_x \ln\left(\frac{X_{t-1}}{\bar{X}}\right) + \varepsilon_t^x, \quad \varepsilon_t^x \sim N(0, \sigma_x^2) \quad (4)$$

که در آن، $\bar{X} > 0$ سطح وضعیت باثبات کارآیی نهایی سرمایه گذاری، $0 < \rho_x < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^x انحراف معیار کارآیی نهایی سرمایه گذاری هستند.

علاوه بر این، خانوار نمونه، مالک سهام بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه است و در هر دوره، سود (D_t) را به صورت سود سهام دریافت می کنند. علاوه بر این، خانوار، دوره t را با مانده پول اسمی M_{t-1} آغاز، و خانوار نمونه، بخشی از درآمد خود را صرف کالاهای مصرفی و بخشی از آن را به صورت مانده حقیقی پول و اوراق مشارکت نگهداری می کند.

هر خانوار با محدودیت بودجه ذیل مواجه است:

$$W_t \cdot N_t + R_t^k \cdot K_t + M_{t-1} + R_t^b \cdot B_{t-1} + P_t D_t - P_t C_t - P_t \cdot I_t - M_t - B_t \geq 0 \quad (5)$$

با تقسیم رابطه ۵ بر شاخص قیمت، معادله محدودیت بودجه حقیقی خانوار به صورت ذیل استخراج

شده است:

$$w_t \cdot N_t + r_t^k \cdot K_t + m_{t-1}/\pi_t + R_{t-1}^b \cdot b_{t-1}/\pi_t + D_t - C_t - I_t - m_t - b_t \geq 0 \quad (6)$$

در رابطه ۷، $w_t = W_t/P_t$ نرخ حقیقی دستمزد، $r_t^k = R_t^k/P_t$ نرخ حقیقی اجاره سرمایه، $\pi_t =$

P_t/P_{t-1} نرخ ناخالص تورم، $m_t = M_t/P_t$ مانده حقیقی پول و D_t سود حقیقی سهام است.

هدف مصرف کننده، حداکثرسازی تابع مطلوبیت ۱ نسبت به محدودیت بودجه ۶ و معادله ۳ است.

با این فرض که λ_t و Q_t ، به ترتیب ضریب لاگرانژ مربوط به این دو قید باشد و همچنین تعریف نسبت

Q_t/λ_t به عنوان q توبین، شرایط مرتبه اول استخراج می شود:

$$C_t: \quad \lambda_t = v(C_t)^{v(1-\sigma_c)-1} (1-n_t)^{(1-v)(1-\sigma_c)} \quad (۷)$$

$$N_t: \quad (1-v)C_t = v(1-n_t)w_t \quad (۸)$$

$$K_{t+1}: \quad q_t = \beta \left(\Pi_{t+1} / R_t^b \right) [r_{t+1}^k + q_{t+1}(1-\delta^k)] \quad (۹)$$

$$I_t: \quad 1 = q_t X_t - z q_t \left(I_t / I_{t-1} \right) \left(I_t / I_{t-1} - 1 \right) X_t + E_t q_{t+1} X_{t+1} z \left(I_{t+1} / I_t \right)^2 \left(I_{t+1} / I_t - 1 \right) \left(\Pi_{t+1} / R_t^b \right) - q_t (z/2) \left(I_t / I_{t-1} - 1 \right)^2 X_t \quad (۱۰)$$

$$m_t: \quad \left(\psi_m / m_t^{\sigma_m} \right) = \lambda_t \left(R_t^b - 1 / R_t^b \right) \quad (۱۱)$$

$$1 = \beta \left(\lambda_{t+1} / \lambda_t \right) \left(R_t^b / \Pi_{t+1} \right) \quad (۱۲)$$

۳-۲. بنگاه‌ها

تعداد (j) بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای وجود دارند که در شرایط رقابت انحصاری، کالاهای ناهمگن Y_{jt} و جانشین ناقص یکدیگر تولید می‌کنند. کالاهای واسطه‌ای توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی تحت یک جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز با یکدیگر ترکیب و به‌عنوان کالای نهایی Y_t به خانوار ارائه می‌گردد. تولیدکننده کالای نهایی، تحت یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES)^۱ فعالیت می‌کند:

$$Y_t \leq \int_0^1 [Y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad \theta > 1 \quad (۱۳)$$

که در آن، θ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است.

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، با توجه به قیمت اسمی (P_t) محصول تولیدی خود، میزان استفاده از کالای واسطه‌ای (Y_{jt}) را به‌نحوی تعیین می‌کند که سودش حداکثر شود:

$$P_t Y_t - \int_0^1 P_{jt} Y_{jt} dj \quad (۱۴)$$

که در آن، Y_t از رابطه ۱۳ جای‌گذاری می‌شود.

با استفاده از محدودیت ۱۳، شرط حداکثرسازی سود تولیدکننده کالای نهایی استخراج شده است:

$$Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t \quad (۱۵)$$

رابطه ۱۵، تابع تقاضای دیکسیت-استیگلیتز برای کالای واسطه‌ای j است که با قیمت‌های نسبی، رابطه معکوس و با محصول نهایی، رابطه مستقیم دارد.

شاخص قیمت کالای نهایی، به‌صورت ذیل معرفی شده است:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{jt}^{(1-\theta)} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۱۶)$$

این معادلات نشان می دهند که سود بنگاه تولیدکننده کالای نهایی در شرایط رقابتی برابر با صفر است.

بنگاه های تولیدکننده کالای واسطه ای با استفاده از نیروی کار N_t ، سرمایه K_{jt} ، فناوری کل A_t ، کالاهای ناهمگن Z تولید می کنند:

$$Y_{jt} = A_t K_{jt}^\alpha (N_t)^{1-\alpha} \quad (۱۷)$$

که در آن، A_t نشان دهنده فناوری مشترک میان کلیه بنگاه های واسطه ای بوده و فرض بر این است که از یک فرایند خودتوضیح مرتبه اول تبعیت می کند:

$$\ln\left(\frac{A_t}{\bar{A}}\right) = \rho_a \ln\left(\frac{A_{t-1}}{\bar{A}}\right) + \varepsilon_t^a, \quad \varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (۱۸)$$

که در آن، $\bar{A} > 0$ سطح وضعیت باثبات فرایند بهره وری کل عوامل تولید، $0 < \rho_a < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^a انحراف معیار بهره وری کل عوامل تولید هستند.

بر اساس فرض الگو، بنگاه های تولیدکننده کالاهای واسطه ای با نوعی چسبندگی اسمی قیمت ها مواجه هستند. این چسبندگی با استفاده از الگوی روتمبرگ^{۴۴} (۱۹۸۲) و هزینه های تعدیل درجه دوم (الگوی دیب^{۴۵}، ۲۰۰۱)، به صورت زیر معرفی شده است:

$$Ac_{jt} = \frac{\varphi_p}{2} \left(\frac{P_{jt}}{P_{jt-1}} - 1 \right)^2 \cdot Y_t \quad (۱۹)$$

که در آن، $\varphi_p \geq 0$ پارامتر هزینه تعدیل قیمت ها است. اگر $\varphi_p = 0$ باشد، قیمت ها کاملاً انعطاف پذیر و اگر $\varphi_p > 0$ باشد، آنگاه قیمت ها چسبنده هستند. در این راستا، مسأله پیش روی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه ای Z ، انتخاب سطحی از سرمایه، نیروی کار، تولید کالای واسطه و قیمت هایی است که مجموع تنزیل شده جریان سود انتظاری را حداکثر کند:

$$\text{Max } E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \frac{D_{jt}}{p_t} \right] \quad (۲۰)$$

$S. t.$

$$D_{jt} = P_{jt} \cdot Y_{jt} - P_t \cdot r_t^k \cdot K_{jt} - P_t \cdot w_t \cdot N_t - P_t \left[\frac{\varphi_p}{2} \left(\frac{P_{jt}}{P_{jt-1}} - 1 \right)^2 \cdot Y_t \right]$$

که در آن:

$$Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} \cdot Y_t$$

در رابطه ۲۰، $\beta^t \lambda_t$ ارزش مطلوبیت نهایی یک واحد سود اضافی، β^t عامل تنزیل سود سهام و λ_t مطلوبیت نهایی ثروت حقیقی است. همچنین فرض بر این است که خانوارها مالکان بنگاه ها هستند که به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت خود هستند.

شرایط مرتبه اول مسأله حداکثرسازی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه ای، به صورت ذیل استخراج شده است:

$$r_t^k = \alpha \cdot \left(\frac{Y_{jt}}{K_{jt}} \right) \cdot g m_t^{-1} \quad (۲۱)$$

$$w_t = (1 - \alpha) \cdot \left(\frac{Y_{jt}}{N_t} \right) \cdot g m_t^{-1} \quad (۲۲)$$

$$Mu_t^{-1} = \left(\frac{\theta-1}{\theta}\right) + \frac{\varphi_p}{\theta} (\pi_t)(\pi_t - 1) - \beta \left(\frac{\varphi_p}{\theta}\right) E \left[(\pi_{t+1})(\pi_{t+1} - 1) \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\right) \left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right) \right] \quad (23)$$

در این روابط $Mu_t = \lambda_t / \varepsilon_{jt}$ حاشیه سود ناخالص (مارک-آپ قیمتی) است و در آن $\varepsilon_{jt} = \lambda_t (p_{jt}^j / p_t)$ است.

۳-۳. بخش خارجی

در الگوی طراحی شده، صادرات فقط شامل صادرات نفت می‌باشد. درآمدهای نفتی از یک فرایند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln \left(\frac{O_t}{\bar{O}} \right) = \rho_o \ln \left(\frac{O_{t-1}}{\bar{O}} \right) + \varepsilon_t^o, \quad \varepsilon_t^o \sim N(0, \sigma_o^2) \quad (24)$$

که در آن، O_t درآمد نفت در دوره t و $\bar{O}$ درآمد حقیقی فروش نفت در شرایط پایدار، $0 < \rho_o < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^o انحراف معیار درآمدهای نفتی است.

تراز پرداخت‌ها به صورت ذیل وارد الگو شده است:

$$EX_t \cdot FR_t = EX_t \cdot FR_{t-1} + EX_t \cdot \omega_o \cdot O_t \quad (25)$$

که در آن، FR_t خالص ذخایر خارجی اسمی بانک مرکزی در دوره t است که با استفاده از نرخ ارز اسمی EX_t ، به پول داخلی در یک سیستم ارزی شناور مدیریت شده تبدیل شده است. در این سیستم، تغییرات در عرضه و تقاضای ارز، بخشی در تغییر خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی و بخشی در تغییر نرخ ارز اسمی اثر خود را نشان می‌دهد. رابطه تراز پرداخت‌های حقیقی را می‌توان به صورت ذیل و با استفاده از شاخص قیمت‌ها بازنویسی کرد:

$$re_t \cdot fr_t = \frac{re_t \cdot fr_{t-1}}{\pi_t^f} + re_t \cdot \omega_o \cdot O_t \quad (26)$$

که در آن، fr_t خالص ذخایر خارجی حقیقی بانک مرکزی، re_t نرخ ارز حقیقی، ω سهمی از درآمدهای نفتی که دولت به صورت مستقیم به بانک مرکزی می‌فروشد و π_t^f سطح تورم خارجی است که از یک فرایند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln \left(\frac{\pi_t^f}{\bar{\pi}^f} \right) = \rho_{\pi^f} \ln \left(\frac{\pi_{t-1}^f}{\bar{\pi}^f} \right) + \varepsilon_t^{\pi^f}, \quad \varepsilon_t^{\pi^f} \sim N(0, \sigma_{\pi^f}^2) \quad (27)$$

که در آن، π_t^f سطح تورم خارجی در دوره t و $\bar{\pi}^f$ سطح تورم خارجی در شرایط پایدار، $0 < \rho_{\pi^f} < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و $\varepsilon_t^{\pi^f}$ انحراف معیار سطح تورم خارجی است.

۳-۴. دولت و بانک مرکزی

در الگوی طراحی شده، مخارج دولت از محل درآمدهای نفتی، مالیات و انتشار اوراق مشارکت تأمین مالی می شود. اگر بودجه از طریق این سه منبع درآمد تأمین مالی گردد، خلق پول انجام نمی شود و در این شرایط، مقام پولی می تواند بدون توجه به محدودیت بودجه دولت، سیاست خود را اعمال کند. اما اگر با وجود این سه منبع درآمد، دولت با کسری بودجه مواجه باشد، از طریق استقراض از بانک مرکزی و یا برداشت از محل سپرده های خود نزد بانک مرکزی، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه می کند و این به معنای سلطه مالی است. به صورت کلی، تغییرات پایه پولی در بودجه دولت از ترکیب درآمدهای نفتی و برداشت از سپرده های دولت نزد بانک مرکزی است. در این راستا، قید بودجه پویای دولت به صورت ذیل معرفی می گردد:

$$B_t + P_t T_t + EX_t \cdot \omega \cdot O_t + GD_t - GD_{t-1} = P_t G_t + R_{t-1}^b B_{t-1} \quad (28)$$

در این رابطه، T_t درآمدهای مالیاتی دولت، GD_t خلق پول داخلی^۱ (بدهی دولت به بانک مرکزی)، G_t مخارج دولت، ω میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت توسط دولت به بانک مرکزی است. محدودیت بودجه دولت برحسب متغیرهای حقیقی به صورت ذیل است:

$$b_t + T_t + re_t \cdot \omega \cdot O_t + \left(gd_t - \frac{gd_{t-1}}{\pi_t} \right) = G_t + R_{t-1}^b b_{t-1} / \pi_t \quad (29)$$

فرض دیگر الگو، این است که مخارج آموزش از یک فرایند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می کند:

$$\ln\left(\frac{G_t}{\bar{G}}\right) = \rho_g \ln\left(\frac{G_{t-1}}{\bar{G}}\right) + \varepsilon_t^g, \quad \varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_g^2) \quad (30)$$

در این رابطه، $\bar{G}$ مقدار باثبات مخارج دولتی، ρ_g پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول مخارج دولتی و ε_t^g انحراف معیار مخارج دولتی هستند.

بدهی دولت (حقیقی) به بانک مرکزی، از فرایند ذیل پیروی می کند:

$$gd_t = \frac{gd_{t-1}}{\pi_t} + (1 - \omega) re_t \cdot O_t \quad (31)$$

فرض دیگر الگو، این است که مالیات ها شامل دو جزء قطعی و تصادفی هستند؛ جزء قطعی،

مالیات بر درآمدها (T_t^f) و جزء تصادفی (T_t^x) سایر درآمدهایی است که در یک دوره زمانی به حساب دولت واریز می شود:

$$T_t = T_t^f + T_t^x \quad (32)$$

مالیات بر درآمد بنگاه ها به صورت ذیل است:

$$T_t^f = tr \cdot Y_t \quad (33)$$

که در آن، tr نرخ مالیات بر درآمد است و جز تصادفی T_t^x از یک فرایند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می کند:

$$\ln\left(\frac{T_t^x}{\bar{T}^x}\right) = \rho_{tx} \ln\left(\frac{T_{t-1}^x}{\bar{T}^x}\right) + \varepsilon_t^{tx}, \quad \varepsilon_t^{tx} \sim N(0, \sigma_{tx}^2) \quad (34)$$

که در آن، T_t^x درآمد مالیاتی (تصادفی) در دوره t و $\overline{T^x}$ درآمد حقیقی مالیات در وضعیت پایدار، $0 < \rho_{tx} < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^{tx} انحراف درآمدهای مالیاتی است. در راستای معرفی بخش مقام پولی، حجم پول (پایه پولی) بر اساس ترازنامه بانک مرکزی به صورت ذیل است:

$$M_t = GD_t + EX_t \cdot FR_t \quad (35)$$

که در آن، GD_t اعتبارات داخلی (خلق پول)، FR_t ذخایر خارجی و EX_t نرخ ارز اسمی است. در این الگو، فرض بر آن است که بانکها نیز در تملک دولت هستند؛ بنابراین، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، خالص بدهی بانکها به بانک مرکزی را نیز شامل می شود. با استفاده از شاخص قیمتها، رابطه فوق به صورت حقیقی بازنویسی شده است:

$$m_t = gd_t + re_t \cdot fr_t \quad (36)$$

بانک مرکزی نرخ رشد پول را با استفاده از قاعده مک کالم^۱ تعیین می کند:

$$\ln\left(\frac{mu_t}{\overline{mu}}\right) = \rho_{mu} \ln\left(\frac{mu_{t-1}}{\overline{mu}}\right) + \lambda^\pi \left[\ln\left(\frac{\pi_t}{\overline{\pi}}\right) - \ln\left(\frac{\pi_t^*}{\overline{\pi}^*}\right) \right] + \lambda^g \left[\ln\left(\frac{gdp_t}{\overline{gdp}}\right) \right] + \lambda^x \left[\ln\left(\frac{x_t}{\overline{x}}\right) \right] + Sm_t \quad (37)$$

که در آن، $mu_t = (m_t/m_{t-1})\pi_t$ نرخ رشد پایه پولی، ρ_{mu} پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول، λ^π ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل سیاست پولی، λ^g ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل سیاست پولی و λ^x ضریب اهمیت کارآیی نهایی سرمایه گذاری در تابع عکس العمل سیاست پولی است. مقدار λ^x در سناریو پایه برابر با صفر^۲ و در سناریو پاسخ مقام پولی به انحراف کارآیی نهایی سرمایه گذاری از شرایط بلندمدت، غیر صفر^۳ است. همچنین Sm_t تکانه سیاست پولی و π_t^* تورم خارجی است که از یک فرایند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می کنند:

$$\ln\left(\frac{Sm_t}{\overline{Sm}}\right) = \rho_{sm} \ln\left(\frac{Sm_{t-1}}{\overline{Sm}}\right) + \varepsilon_t^{sm}, \quad \varepsilon_t^{sm} \sim N(0, \sigma_{sm}^2) \quad (38)$$

$$\ln\left(\frac{\pi_t^*}{\overline{\pi}^*}\right) = \rho_{\pi^*} \ln\left(\frac{\pi_{t-1}^*}{\overline{\pi}^*}\right) + \varepsilon_t^{\pi^*}, \quad \varepsilon_t^{\pi^*} \sim N(0, \sigma_{\pi^*}^2) \quad (39)$$

۳-۵. تسویه بازارها

در شرایط تعادل، محدودیت تسویه بازارها (حقیقی) به صورت ذیل است:

$$Y_t + re_t \cdot O_t = C_t + I_t + G_t + \frac{\varphi_p}{2} \left(\frac{P_{jt}}{P_{jt-1}} - 1 \right)^2 Y_t \quad (40)$$

$$GDP_t = Y_t + re_t \cdot O_t \quad (41)$$

1. McCallum

2. Hands off policy

3. Hands on policy

بر این اساس، مجموع تولید نهایی غیرنفتی و درآمدهای نفتی، صرف مخارج مصرفی نهایی خانوارها، سرمایه گذاری بخش خصوصی در تولید، مخارج عمومی و هزینه فرصت آموزش می شود تا بازار محصول نهایی تسویه شود. GDP_t مجموع تولید نهایی غیرنفتی و درآمدهای نفتی است. در نهایت، الگوی طراحی شده شامل ۲۷ متغیر و ۲۷ معادله است.

۴. نتایج

۴-۱. برآورد الگو

برآورد پارامترهای الگو، با استفاده از رویکرد بیزین و الگوریتم گام تصادفی متروپولیس-هستینگز^۱ انجام شده است. داده های متغیرهای قابل مشاهده الگو شامل داده های تعدیل شده فصلی تولید ناخالص داخلی بدون نفت، مصرف خصوصی، سرمایه گذاری، مخارج دولت و نرخ تورم (ناخالص) در دوره ۱۴۰۱:۰۲-۱۳۸۳:۰۱ است؛ که با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات، روندزایی شده اند. جدول ۱ مقادیر شرایط تعادلی پارامترهای الگو را نشان می دهد:

جدول ۱: مقدار پارامترها بر اساس حل الگو در شرایط پایدار

نسبت	توضیحات	مقدار
$\frac{C}{Y}$	نسبت باثبات مصرف خصوصی به تولید	۶۷۰
$\frac{I}{Y}$	نسبت باثبات مخارج سرمایه گذاری خصوصی به تولید	۱۵۰
$\frac{G}{Y}$	نسبت باثبات مخارج دولتی به تولید	۳۴۰
$\frac{re.Fr}{M}$	نسبت باثبات ذخایر خارجی به پایه پولی	۰/۵۴

(مأخذ: یافته های پژوهش)

جدول ۲، توزیع، مقادیر میانگین و انحراف معیار پیشین سایر پارامترها و برآورد آن ها را در سناریو پایه با استفاده از رویکرد بیزین نشان می دهد.

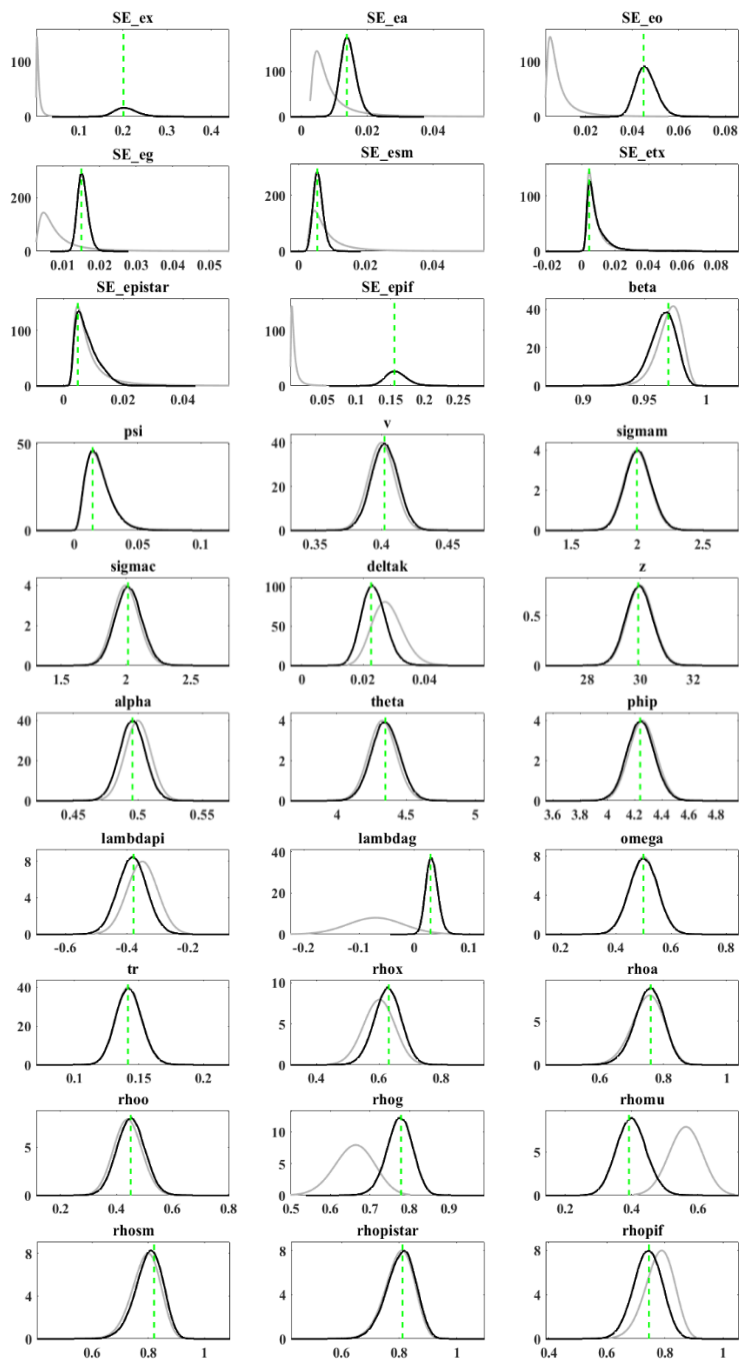
جدول ۲: برآورد پارامترهای الگو در سناریو پایه

فصله بالاترین مگاهی پسین	مگاهی پسین	منبع	توزیع	پارامتر	مقدار
۰/۹۴۳ - ۰/۹۸۴	۰/۹۶۴	توکلین (۱۳۹۹)	بتا	β	۰/۹۷
۰/۰۰۳ - ۰/۰۳۸	۰/۰۱۹	تنظیم ۱	گاما	ψ	۰/۰۲
۰/۰۱۵ - ۰/۰۳۱	۰/۰۲۳	کشاورزی، حرّی و محمودی (۱۴۰۲)	بتا	δ^k	۰/۰۲۸
۰/۳۸۲ - ۰/۴۲۱	۰/۴۰۲	تنظیم	بتا	ν	۰/۴
۱/۸۲۳ - ۲/۲۱۶	۲/۰۱۷	اکبری و شریفزاده (۱۳۹۶)	گاما	σ_c	۲
۱/۸۰۹ - ۲/۲	۲/۰۰۶	اکبری و شریفزاده (۱۳۹۶)	گاما	σ_m	۲
۲۸/۹۹ - ۳۰/۹۳	۲۹/۹۵	تنظیم	گاما	z	۳۰
۰/۴۷۶ - ۰/۵۱۵	۰/۴۹۵	پاشازانوس و همکاران (۱۳۹۸)	بتا	α	۰/۵
۴/۱۵۱ - ۴/۵۴۶	۴/۳۴۹	کشاورزی، حرّی و محمودی (۱۴۰۲)	گاما	θ	۴/۳۳
۴/۰۵۱ - ۴/۴۴۳	۴/۲۴۳	کشاورزی، حرّی و محمودی (۱۴۰۲)	گاما	θ_p	۴/۲۶
-۰/۴۷ - -۰/۲۹۱	-۰/۲۸	تنظیم	نرمال	λ^π	-۰/۳۵
۰/۰۱۱ - ۰/۰۵۳	۰/۰۳۲	تنظیم	نرمال	λ^g	-۰/۰۷
۰/۳۹۹ - ۰/۵۹۵	۰/۴۹۹	تنظیم	بتا	ω	۰/۵
۰/۱۲۲ - ۰/۱۶۱	۰/۱۴۲	رافعی، بهرامی و دانش جعفری (۱۳۹۳)	بتا	tr	۰/۱۴۲
۰/۵۴ - ۰/۷۱	۰/۶۲	تنظیم	بتا	ρ_x	۰/۶
۰/۶۶۴ - ۰/۸۴	۰/۷۵۳	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)	بتا	ρ_a	۰/۷۵
۰/۷۱۱ - ۰/۸۳۷	۰/۷۷۴	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)	بتا	ρ_g	۰/۶۶
۰/۳۵ - ۰/۵۴	۰/۴۵	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)	بتا	ρ_o	۰/۴۴
۰/۳۱۲ - ۰/۴۸۷	۰/۳۹۹	رحمانی، صمدی و بخشی‌دستجردی (۲۰۲۱)	بتا	ρ_{mu}	۰/۵۶۲
۰/۷۰۵ - ۰/۸۹۲	۰/۸	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)	بتا	ρ_{sm}	۰/۷۹
۰/۷۰۶ - ۰/۸۹۸	۰/۸۰۴	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)	بتا	ρ_{π^*}	۰/۸
۰/۶۴۵ - ۰/۸۳۴	۰/۷۴	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)	بتا	ρ_{π^f}	۰/۷۸
۰/۱۶ - ۰/۲۵	۰/۲	—	بتا	ε_t^x	۰/۰۱
۰/۰۰۹ - ۰/۰۱۹	۰/۰۱۴	—	بتا	ε_t^a	۰/۰۱
۰/۰۳۷ - ۰/۰۵۴	۰/۰۴۵	—	بتا	ε_t^o	۰/۰۱
۰/۰۱۲ - ۰/۰۱۸	۰/۰۱۵	—	بتا	ε_t^g	۰/۰۱
۰/۰۰۳ - ۰/۰۰۸	۰/۰۰۵	—	بتا	ε_t^{sm}	۰/۰۱
۰/۰۰۲ - ۰/۰۲۵	۰/۰۰۹	—	بتا	ε_t^{tx}	۰/۰۱
۰/۰۰۲ - ۰/۰۱۵	۰/۰۰۷	—	بتا	$\varepsilon_t^{\pi^*}$	۰/۰۱
۰/۱۲۸ - ۰/۱۸۹	۰/۱۵	—	بتا	$\varepsilon_t^{\pi^f}$	۰/۰۱

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

توزیع پیشین و توزیع پسین برآورد پارامترهای الگوی پایه در شکل ۱ آمده است:

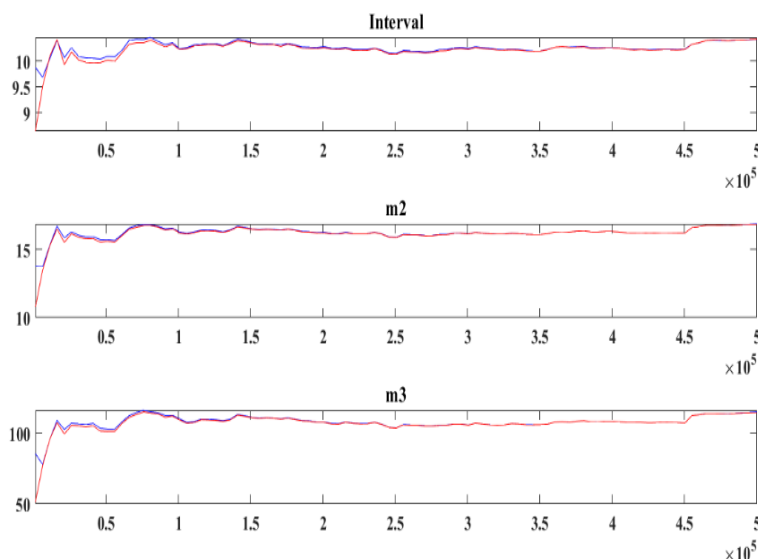
۱. این پارامتر به‌نوعی تنظیم شده است که علاوه بر تحقق مبانی نظری مربوطه، بهترین خروجی از الگو استخراج گردد.



شکل ۱: توزیع های پیشین و پسین پارامترهای سناریو پایه

(مأخذ: یافته های پژوهش)

شکل ۲، نتایج آزمون چند متغیره بروکز و گلמן (۱۹۹۸) را برای سناریوی پایه نشان می‌دهد:



شکل ۲: آزمون تشخیصی چند متغیره MCMC بروکز و گلמן (سناریو پایه)
(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

خطوط آبی رنگ، واریانس بین نمونه‌ای و خطوط قرمز رنگ، واریانس درون نمونه‌ای را نشان می‌دهند (چیریچیلو، ۲۰۲۴). نتایج این آزمون، حاکی از همگرایی واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای همه پارامترها بوده، و بنابراین، نتایج تخمین بیزی قابل اعتماد است.

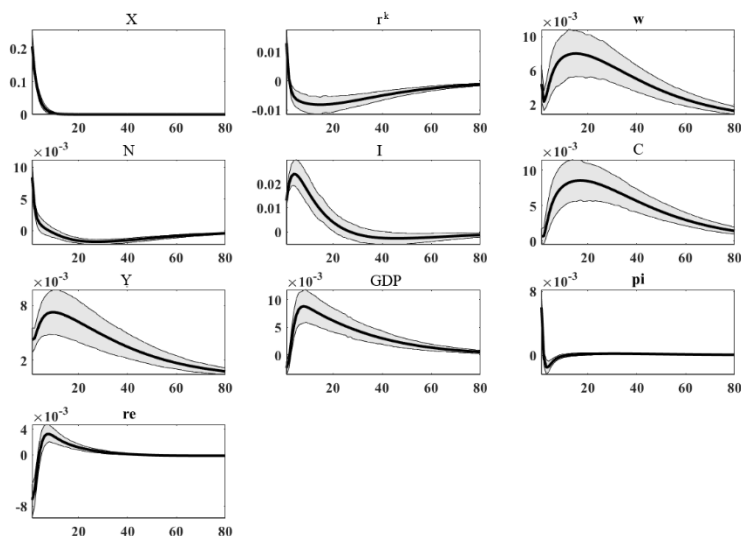
۴-۲. اثر تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری بر متغیرهای منتخب الگو

شکل ۳، نشان‌دهنده اثر تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری بر متغیرهای منتخب الگو است. این تکانه، منجر به افزایش نرخ بازگشت سرمایه و سرمایه‌گذاری می‌شود. رفتار مصرف، شبیه به رفتار سرمایه‌گذاری اما با نوسان کمتر است. نظر به افزایش سمت تقاضای اقتصاد، تورم افزایش یافته و نرخ ارز حقیقی با کاهش مواجه می‌شود. در پاسخ به افزایش سمت تقاضا، تولید، نرخ دستمزد و اشتغال افزایش می‌یابد.

1. Brooks & Gelman

۲. توزیع، مقادیر میانگین و انحراف معیار پیشین سایر پارامترها و برآورد آن‌ها، توزیع پیشین و توزیع پسین برآورد پارامترها و نتایج آزمون چند متغیره بروکز و گلמן (۱۹۹۸) مربوط به سناریو پاسخ سیاست پولی به انحراف کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری از شرایط بلندمدت، در پیوست آمده است.

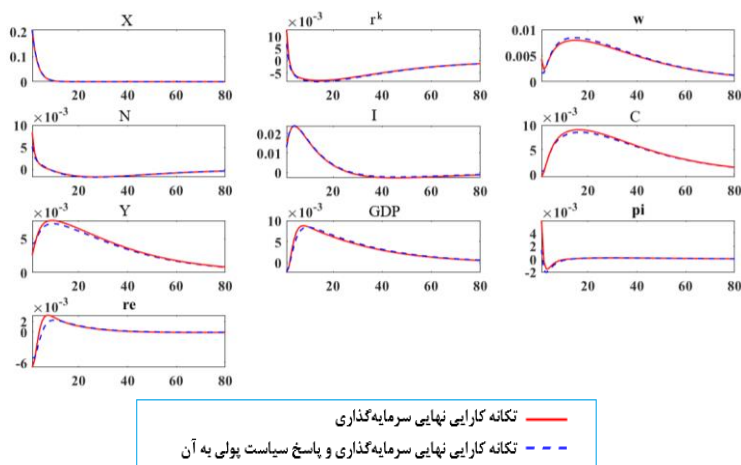
3. Chirichiello



شکل ۳: اثر تکانه کارایی نهایی سرمایه گذاری بر متغیرهای کلان اقتصاد
(مأخذ: یافته های پژوهش)

۳-۴. پاسخ سیاست پولی در مواجهه با تکانه کارایی نهایی سرمایه گذاری

شکل ۴، پاسخ بانک مرکزی به انحراف متغیرهای کلان اقتصاد از شرایط پایدار را در مواجهه با تکانه کارایی نهایی سرمایه گذاری نشان می دهد. در این راستا، λ^x در معادله ۳۷، مقدار غیر صفر اختیار کرده است. سیاست پولی انقباضی، منجر به کاهش نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی شده، اما پویایی متغیرها تغییر نکرده است.



شکل ۴: پاسخ سیاست پولی به تکانه کارایی نهایی سرمایه گذاری
(مأخذ: یافته های پژوهش)

۵. تجزیه و تحلیل نتایج، جمع‌بندی و پیشنهادها

الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا در تلاش برای توضیح حرکت مصرف با تولید به دنبال تکانه MEI هستند (بارو و کینگ، ۱۹۸۴). در واقع، کاهش مصرف پس از تکانه MEI، با ادوار تجاری شناسایی شده تجربی در تضاد است (کینگ و ربلو، ۱۹۹۹). از این موضوع به عنوان پازل مصرف یاد می‌شود. به عبارت دیگر، مصرف معمولاً پس از تکانه سرمایه‌گذاری مثبت در الگو کاهش می‌یابد. بنابراین، الگوهای معمول DSGE، هم‌حرکتی مشاهده شده بین متغیرهای کلان اقتصادی در پاسخ به تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری را ایجاد نمی‌کنند (خان و تسوکالاس، ۲۰۱۰).

از بُعد تجربی، مصرف، سرمایه‌گذاری، ساعت کار و تولید، همه با هم حرکت می‌کنند. این عدم هماهنگی مصرف در پاسخ به تکانه‌های سرمایه‌گذاری به عنوان منبع مهم ادوار تجاری، مشکل‌ساز است. نظر به اهمیت این موضوع، انگیزه و نوآوری اصلی مطالعه حاضر، تنظیم یک الگوی DSGE برای ایران، جهت تحلیل تکانه‌های سرمایه‌گذاری و پازل مصرف است. جهت تخمین پارامترهای الگو، از رویکرد بیزین، الگوریتم گام تصادفی متروپولیس-هستینگز و داده‌های متغیرهای قابل مشاهده تولید ناخالص داخلی بدون نفت، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و نرخ تورم (ناخالص) در دوره ۱۳۸۳:۰۱-۱۴۰۱:۰۲ استفاده شد.

نتایج نشان داد که تکانه کارآیی نهایی سرمایه‌گذاری، منجر به افزایش نرخ بازگشت سرمایه و سرمایه‌گذاری می‌شود. رفتار مصرف، شبیه به رفتار سرمایه‌گذاری اما با نوسان کمتر است. نظر به افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف، تورم افزایش یافته و نرخ ارز حقیقی کاهش یافت. تولید و ساعات کار در پاسخ به افزایش تقاضای اقتصاد، با افزایش مواجه شدند.

در توجیه این نتایج می‌توان از معادله میانگین حاشیه سود (مارک - آپ) اقتصاد استفاده نمود:

$$Mu_{p,t} = \frac{MPN_t}{(W_t/P_t)} \quad (42)$$

که در آن، $Mu_{p,t}$ میانگین حاشیه سود ناخالص، MPN_t تولید نهایی نیروی کار، W_t نرخ دستمزد اسمی و P_t شاخص قیمت در دوره t است.

همچنین شرایط تعادل بازار کار را می‌توان به صورت زیر معرفی کرد:

$$\left(1/Mu_{p,t}\right) MPN_t(N_t) = MRS_t(C_t, N_t) \quad (43)$$

با وجود چسبندگی قیمت اسمی، بنگاه‌ها در پاسخ به افزایش تقاضای ناشی از تکانه MEI قادر به افزایش قیمت خود نیستند. بنابراین، میانگین حاشیه سود اقتصاد کاهش می‌یابد و به‌طور مؤثر منحنی تقاضای نیروی کار، یعنی سمت چپ معادله (۴۳) را به سمت بالا تغییر می‌دهد. در این شرایط، مصرف و ساعات کار، از طریق جانشینی درون زمانی از اوقات فراغت به مصرف حرکت می‌کنند. به عبارت دیگر، با وجود ترجیحات تفکیک‌ناپذیر و در شرایطی که افزایش ساعات کار اثر

مثبت بر مطلوبیت نهایی مصرف دارد (مکمل بودن ساعات کار و مصرف)، حرکت همزمان سرمایه گذاری، تولید، ساعات کار و مصرف، قابل توجیه است و پازل مصرف رخ نمی دهد. نتایج این پژوهش با نتیجه مطالعه کیم و کاتایاما (۲۰۱۳) و کیارینی، فرارا و مارزانو (۲۰۲۰) هماهنگ و مشابه است. هر چند این مطالعات در کشورهای توسعه یافته انجام شده است، اما لحاظ ترجیحات تفکیک ناپذیر و چسبندگی قیمت در الگوی مطالعه حاضر، منجر به تشابه نتایج شده است. بر اساس این نتایج، پیشنهاد می شود، دولت با اتخاذ سیاست های پولی و مالی مناسب در شرایط مواجهه با تکانه کارایی نهایی سرمایه گذاری، نوسانات متغیرهای کلان اقتصاد را تا حد ممکن به حداقل برساند. به عنوان پیشنهاد مطالعاتی در آینده، می توان الگو را با لحاظ اصطکاک بیشتر (مانند در نظر گرفتن عادات مصرفی) تنظیم و نتایج را مقایسه کرد.

تعارض منافع

نویسندگان هرگونه تعارض منافع در تحقیق را اعلام می کنند.

مشارکت نویسندگان

مقدمه و ادبیات موضوع توسط نویسنده اول و نویسنده مسئول مقاله، تنظیم شده است. بخش روش تحقیق و نتیجه گیری توسط همه نویسندگان انجام شده است.

References

- Akbari, M., & Sharifzade, M. J. (2017). Determining the optimal monetary policy rule with respect to home bias in consumption: Application of Bayesian approach. *Journal of Economics and Modelling*, 8(29), 1-39. [In Persian] <https://ecoj.sbu.ac.ir/article49613-9d5305b2aa70ee9896e26d0b66ba2b1f.pdf>
- Barro, R. J., & King, R. G. (1984). Time-separable preferences and intertemporal-substitution models of business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 99(4), 817-839. <https://doi.org/10.2307/1883127>
- Basu, S., & Kimball, M. (2002). Long-run labor supply and the elasticity of intertemporal substitution for consumption. https://www.researchgate.net/publication/246723063_Long-Run_Labor_Supply_and_the_Elasticity_of_Intertemporal_Substitution_for_Consumption
- Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434-455. <https://doi.org/10.1080/10618600.1998.10474787>
- Chirichiello, G. (2024). *DSGE Models for Real Business Cycle and New Keynesian Macroeconomics*. Springer Cham.
- Chiarini, B., Ferrara, M., & Marzano, E. (2020). Tax evasion, investment shocks, and the consumption puzzle: A DSGE analysis with financial frictions. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(4), 907-932. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12616>
- Choi, Y. (2020). Investment shocks, consumption puzzle, and business cycles. *Economic Inquiry*, 58(3), 1387-1400. <https://doi.org/10.1111/ecin.12856>
- Dib, A. (2001). An estimated canadian DSGE model with nominal and real rigidities. *Bank of Canada Working Paper* 1701-93972001-26. <https://doi.org/10.34989/swp-2001-26>
- Furlanetto, F., & Seneca, M. (2014). Investment shocks and consumption. *European Economic Review*, 66(C), 111-126. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:eecrev:v:66:y:2014:i:c:p>
- Gertler, M., Sala, L., & Trigari, A. (2008). An estimated monetary DSGE model with unemployment and staggered nominal wage bargaining. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(8), 1713-1764. <http://www.jstor.org/stable/25483468>
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Huffman, G. W. (1988). Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle. *The American Economic Review*, 78(3), 402-417. <http://www.jstor.org/stable/1809141>
- Guerron-Quintana, P. (2008). Refinements on macroeconomic modeling: The role of non-separability and heterogeneous labor supply. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(11), 3613-3630. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:dyncon:v:32:y:2008:i:11:p:3613-3630>
- Hosseini, N. S., & Asgharpur, H. (2021). Exchange rate pass-through and the effects of monetary shock in a DSGE model. *Economic Growth and Development Research*, 11(42), 154-131. [In Persian] <https://doi.org/10.30473/egdr.2019.48777.5416>

- Hou, Z., Song, Y., & Xin, W. (2022). COVID-19 shocks, monetary policy, and real estate price volatility: Analysis based on a dynamic stochastic general equilibrium perspective. *Scientific Programming*, 2022(4), 1-12, 7625465. <https://doi.org/10.1155/2022/7625465>
- Justiniano, A., Primiceri, G. E., & Tambalotti, A. (2010). Investment shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 57(2), 132-145. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2009.12.008>
- Justiniano, A., Primiceri, G. E., & Tambalotti, A. (2011). Investment shocks and the relative price of investment. *Review of Economic Dynamics*, 14(1), 102-121. <https://doi.org/10.1016/j.red.2010.08.004>
- Keshavarzi, A., Horry, H. R., & Mahmoodi, S. (2023). Investigation of the effects of public health expenditure on macroeconomic variables under conditions of Pandemic disease outbreak: An application of the New Keynesian model. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 23(4), 153-182. <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-64833-fa.html> [In Persian]
- Khan, H., & Tsoukalas, J. (2011). Investment shocks and the comovement problem. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(1), 115-130. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2010.09.004>
- Kilponen, J. (2012). Consumption, leisure and borrowing constraints. The B.E. *Journal of Macroeconomics*, 12(1). <https://doi.org/10.1515/1935-1690.2061>
- Kilponen, J., Vilmunen, J., & Vähämaa, O. (2013). Estimating intertemporal elasticity of substitution in a sticky price model. https://EconPapers.repec.org/RePEc:zbw:bofrdp:rdp2013_009
- Kim, K. H., & Katayama, M. (2013). Non-separability and sectoral comovement in a sticky price model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(9), 1715-1735. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2013.04.012>
- King, R. G., & Rebelo, S. T. (1999). *Chapter 14 Resuscitating Real Business Cycles*. In *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1, pp. 927-1007). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)10022-3](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10022-3)
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345-1370. <https://doi.org/10.2307/1913386>
- Pasha Zanous, P., Bahrami, J., Tavakkolian, H., & Mohammadi, T. (2019). Investigating the performance of currency regimes in production and inflation fluctuations under international financial integration conditions for Iran: Using a DSGE model. *New Economy and Trad*, 14(3), 41-69. [In Persian] https://jnet.ihs.ac.ir/article_4990_8675c383d6212a6c03c95a803e7c1322.pdf
- Rafei, M., Bahrami, J., & Daneshjafari, D. (2014). Evaluation of fiscal policy for economy of Iran in a Dynamic Stochastic General Equilibrium model based on real business cycles. *Economics Research*, 14(54), 33-65. [In Persian] <https://joer.atu.ac.ir/article797e756de89d52786b4b246687f453e551f.pdf>
- Rahmani, A., Samadi, S., & Bakhshi Dastjerdi, R. (2021). Investigating the effect of financial and monetary policy on the Iranian stock market by using DSGE model. *Iranian Economic Review*, 25(3), 509-523. <https://doi.org/10.22059/ier.2021.84146>

- Reza, A. (2014). Consumption response to investment shocks under financial frictions. *Economics Letters*, 123(1), 50-53.
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2014.01.009>
- Röhe, O. (2012). New Keynesian DSGE models: Theory, empirical implementation, and specification.
<https://api.semanticscholar.org/CorpusID:150433440>
- Rotemberg, J. J. (1982). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *The Review of Economic Studies*, 49(4), 517-531. <https://doi.org/10.2307/2297284>
- Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2012). What's news in business cycles. *Econometrica*, 80(6), 2733-2764. <http://www.jstor.org/stable/23357239>
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
<https://doi.org/10.2307/1912017>
- Tavakolian, H. (2021). Dynamic Stochastic General Equilibrium models in Iran: Deterministic or stochastic steady state?. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 55(4), 781-812.
<https://doi.org/10.22059/jte.2021.317990.1008424>

Marginal Efficiency of Investment Shocks and Consumption Puzzle A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Mousa Maghsoudi ¹
Mansour Zarra Nezhad ²
Masoud Khodapanah ³

Received: 2024/2/17

Accepted: 2024/4/2

Aim and Introduction

Studies and contributions of structural vector autoexplanatory models using Bayesian and classical techniques have provided evidence that shocks to the marginal efficiency of investment are the main drivers of economic volatility in US postwar data. However, dynamic stochastic general equilibrium models attempt to explain the movement of consumption with production following a marginal efficiency of investment (MEI) shock. Indeed, the decline in consumption after a positive MEI shock contradicts empirically identified business cycles. This issue is referred to as the consumption puzzle. In other words, consumption usually decreases after a positive investment shock in the model. Therefore, the usual DSGE models do not produce the observed co-movement between macroeconomic variables in response to the marginal efficiency of investment shock. From an empirical perspective, consumption, investment, working hours and production all move together. This lack of coordination of consumption in response to investment shocks is problematic as an important source of business cycles.

A review of empirical studies indicates that investment shocks and consumption puzzle have received limited attention. In this regard, the main aim and innovation of the current study is to set up a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model and use the Bayesian approach for Iran in order to bridge this study gap as much as possible.

The marginal efficiency of investment shock is a source of exogenous changes in the efficiency with which the final good can be converted into physical capital and thus into future capital input. This change may be due to technological factors specific to the production of investment goods. On the other hand, exogenous changes in efficiency can result from disturbances in the process of converting these investment goods into productive capital.

In neoclassical models, after a positive MEI shock, households trading in financial markets increase their investment and reduce consumption. In fact, an

-
1. Ph.D student in Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. E-mail: m-maghsoudishourabi@scu.ac.ir
 2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (Corresponding Author) E-mail: m.zarran@scu.ac.ir
 3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. E-mail: khodapanah@scu.ac.ir

intertemporal substitution effect occurs between the current consumption and investment, which creates a negative wealth effect and, therefore, creates the so-called consumption puzzle. The mechanism behind the puzzle was first described by Barrow and King (1984). The idea is that if an efficient equilibrium exists, the marginal rate of substitution between consumption and leisure should equal the marginal product of labor. This condition implies that with exogenous shocks that only indirectly affect marginal production labor, as MEI shocks actually do, consumption and labor hours move in opposite directions. Therefore, although MEI shocks account for up to 60% of the variance in output and working hours, the argument that investment shocks are one of the most important drivers of macroeconomic fluctuations is challenging.

Methodology

The core of current research model is derived from the studies of Rohe (2012) and by expanding it, the marginal efficiency of investment shock and the consumption puzzle have been modeled for Iran.

To estimate the model parameters, the Bayesian method, and the Random Walk Metropolis-Hastings algorithm were used. The data of the model's observable variables include seasonal adjusted data, gross domestic production, private consumption, private investment, government expenditure, and inflation rate (gross) from 2004 to 2022, which underwent a de-trending procedure using the Hodrick-Prescott filter.

Findings

The marginal efficiency of investment shock leads to an increase in the rate of return on capital and investment. Consumption behavior is similar to investment behavior but with less volatility. Due to the increase in the demand side of the economy, inflation will increase and the real exchange rate will decrease. In response to the increase in the demand side, production, wage rates and employment increase. It should be noted that the contractionary monetary policy has led to a reduction in the fluctuations of macroeconomic variables, yet the dynamic of the variables has not changed.

Discussion and Conclusion

In justifying these results, the average mark-up equation of the economy can be used:

$$Mu_{p,t} = \frac{MPN_t}{(W_t/P_t)}$$

where, $Mu_{p,t}$ is the average mark-up, MPN_t is the marginal product of labor, W_t is the nominal wage rate and P_t is the price index in period t .

The equilibrium conditions of the labor market can also be introduced as follows:

$$\left(1/Mu_{p,t}\right) MPN_t(N_t) = MRS_t(C_t, N_t)$$

Despite nominal price stickiness, firms are not able to increase their prices in response to the increase in demand caused by the investment boom resulted from shocks. Therefore, the average mark-up of the economy decreases and effectively shifts the labor demand curve upwards. In this situation, consumption and working hours increase. In other words, in spite of inseparable preferences and in the conditions that the increase of working hours has a positive effect on the marginal utility of consumption (the complementarity of working hours and consumption), the co-movement of investment, production, working hours and consumption can be justified and the puzzle of consumption does not occur.

Keywords: Marginal Efficiency of Investment, Consumption Puzzle, Monetary Policy, Bayesian Estimation

JEL Classification: C11, E2, E12, E52.

طراحی مدل پویا برای ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری ساختمانی با استفاده از رویکرد پویایی سیستم

مجید معتمدی^۱محمدحسین درویش متولی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۲/۲۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱/۱۸

چکیده

سرمایه‌گذاری در همه جوامع به‌عنوان یکی از محرک‌های رشد و توسعه اقتصادی مطرح می‌باشد و نه تنها در حوزه خود بلکه با اثرگذاری بر دیگر حوزه‌های اقتصادی و اجتماعی، توسعه چند جانبه را به‌همراه خواهد داشت. با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری ابعاد زیادی چون ماهیتی پویا و وابسته به زمان دارد، با ابهامات متعدد همراه است. از این رو، ارزیابی معمولی آن، نمی‌تواند جنبه‌های مختلف فضای سرمایه‌گذاری را در طول زمان نشان دهد و در شرایط عدم ثبات شاخص‌های اقتصادی، احتمالات مخاطرات مالی جبران ناپذیر در سرمایه‌گذاری از جمله در بخش ساختمان و مسکن نیز افزایش می‌یابد. هدف از این پژوهش، تحلیل حوزه سرمایه‌گذاری ساختمانی با استفاده از روش شبیه‌سازی پویایی سیستم است. بدین جهت، شاخص‌های اصلی مؤثر بر سرمایه‌گذاری ساختمانی، از ادبیات پژوهش استخراج گردید؛ سپس با استفاده از نظرات افراد خبره، روابط و میزان تأثیرگذاری هر یک از این متغیرها تعیین گردید که از آنها به‌عنوان ورودی در ساخت مدل شبیه‌سازی استفاده شد. در مرحله شبیه‌سازی دیاگرام جریان با استفاده از نرم افزار ونسیم ترسیم، و آزمون‌های اعتبارسنجی مدل نیز انجام شد. یافته‌ها نشان داد، مدل ارائه شده به‌منظور ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری در حوزه ساختمانی، کاربرد داشته و دامنه وسیعی از متغیرها را دربر گرفته است. نتایج، به‌عنوان یک سیستم پشتیبان از تصمیم، روند دستیابی به تصمیم برتر برای انتخاب پروژه سرمایه‌گذاری مناسب را مورد حمایت قرار می‌دهد.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری، پروژه ساختمانی، شبیه‌سازی، سیستم پویا

طبقه‌بندی JEL: C13, F21, D24, E23

۱. استادیار گروه مدیریت صنعتی، واحد نوشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، نوشهر، ایران.

Moatamedi.m@gmail.com

۲. استادیار گروه مدیریت صنعتی، واحد تهران غرب، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

Mhd.darvish@gmail.com

۱. مقدمه

پیشرفت روزافزون دانش و افزایش پیچیدگی مسائل، برنامه‌ریزان و مدیران حوزه آمایش سرزمینی را ناگزیر به تصمیم‌گیری در شرایط عدم قطعیت با در نظر گرفتن تأثیرات متقابل مؤلفه‌ها و متغیرهای متعدد تأثیرگذار بر مسئله نموده است (شکوری اصل و رفیعیان، ۱۳۹۲). بخش ساختمان از جمله بخش‌های کلان اقتصادی در فرمانداری زمین و آمایش سرزمینی به‌شمار می‌آید که سالانه حجم وسیعی از نقدینگی کشور را به خود جذب می‌کند (شاه‌آبادی و گنجی، ۱۳۹۳) و به همین دلیل، سرمایه‌گذاری در این بخش، از اهمیت زیادی برخوردار می‌باشد. با توجه به عدم ریسک کاهش ارزش دارایی‌ها و امکان سرمایه‌گذاری انبوه، سرمایه‌گذاری در مسکن برای اکثریت ایرانیان جذاب است (دهقان تزرجمانی و همکاران، ۲۰۲۱).

همواره نرخ بازدهی سرمایه، از جمله عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری است و معمولاً در اقتصاد، شاهد هجوم سرمایه به سمت بخش پربازده هستیم (سلطانی، ۱۳۸۳). پروژه‌های سرمایه‌گذاری ساختمان با مشخصات متفاوت، فرصت‌های متفاوتی برای یک سرمایه‌گذار ایجاد می‌کنند. با توجه به منابع مالی محدود، اهداف و استراتژی‌های سازمانی، انتخاب یک سرمایه‌گذاری متناسب با شرایط، همواره یکی از چالش‌های شرکت‌های سرمایه‌گذار در این حوزه می‌باشد. در نظر نگرفتن شرایط حوزه سرمایه‌گذاری، اتفاقات احتمالی و مؤلفه‌های اثرگذار، کنش‌ها و واکنش‌های بازار و جامعه، هنگام انتخاب پروژه‌های ساختمانی، موجب شده است، شرکت‌ها در رسیدن به اهداف مورد نظر خود، دچار مشکل شوند. با وجود درصد قابل توجه ارزش افزوده در بخش ساخت و ساز شهری کشور ایران (فرحزادی، ۱۳۹۷) خصوصاً در شهرهای بزرگ و به‌ویژه شهر تهران باز هم در موارد متعدد، سود و نتایج مورد نظر از ساخت، حاصل نمی‌شود و یا با شکست و ضرر مالی مواجه می‌شود. تحلیل صحیح از وضعیت بازار ساخت و ساز و شناخت درست از عوامل کلان تأثیرگذار بر آن و نیز میزان تأثیرگذاری هر یک از آنها، می‌تواند تصمیم‌گیرندگان را در تحلیل و پیش‌بینی درست وضعیت آینده کمک و متناسب با آن، راه‌حل‌های مناسب را ارائه نماید (شعبانپور و همکاران، ۱۳۹۸).

نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که شرکت‌ها و بنگاه‌های پروژه محور موجود در کشور با چالش عدم وجود یک فرایند و چهارچوب منسجم و یکپارچه برای ارزیابی و انتخاب پروژه مواجه هستند (محمدی بلبان آباد و ایرانمنش، ۱۳۸۸). عدم وجود سیستمی نظام‌مند برای انتخاب پروژه‌ها، موجب می‌شود پروژه‌ها به‌صورت غیرتخصصی و سلیقه‌ای انتخاب شوند و شرکت‌ها پروژه‌هایی را انجام دهند که با اهداف خود هم‌راستایی کامل نداشته و یا منافع بیشینه را برای سازمان ایجاد نمی‌کنند.

یک ارزیابی از عمومیت تکنیک‌ها نشان می‌دهد که استفاده از رویکردهای مالی، منجر به ایجاد پورتفولیو بهینه نمی‌شوند؛ زیرا رویکردهای مالی بر مبنای اتکا به اطلاعات مالی بوده و در پروژه‌های تحقیق و توسعه و یا پروژه‌های نوآورانه که در آنها عدم قطعیت اطلاعات بیشتر بوده، ممکن است استفاده از رویکردهای مالی، نتایج قابل قبولی ارائه ندهد (کوپر و همکاران، ۲۰۰۱).

یک مدل کلی و جامع که بتواند توسط سازمان‌هایی که علاقه‌مند به مدیریت پورتفولیو پروژه‌ها هستند، مورد استفاده قرار گیرد، می‌تواند یک نقش کلیدی در توسعه مدیریت داشته باشد (مردیت و همکاران، ۲۰۰۸).

پویایی‌های سیستم، یکی از مؤثرترین ابزارهایی است که امکان شناخت و درک قانونمندی‌های حاکم بر فرایندهای تغییر سیستم‌های پیچیده را فراهم می‌کند (تیموری و مزروعی، ۱۳۹۴). بدین ترتیب، با طراحی و پیاده‌سازی یک مدل از پویایی سیستم و بازخوردهای مؤثر در اقدام به سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان‌های شهری تهران، دسته‌بندی پروژه‌های سرمایه‌گذاری و چگونگی جذابیت پروژه‌های ساختمانی، می‌تواند به‌عنوان اولین گام قبل از ارزیابی پروژه‌ها و به‌عنوان یک سیستم پشتیبان از تصمیم مناسب، مورد توجه قرار گیرد. بررسی در حوزه‌های اجتماعی و آمارهای رسمی نشان می‌دهد که در کشور ایران و خصوصاً در شهر تهران، ساختمان و در رأس آن مسکن به‌عنوان یک کالای اقتصادی دارای ویژگی‌هایی است که آن را از سایر کالاها متمایز و تحلیل عرضه و تقاضا و بازار آن را پیچیده می‌کند. بخش مسکن از جمله بخش‌های مهم اقتصادی است که علاوه بر تقاضای مصرفی، به دلیل داشتن نرخ بازگشت سرمایه بالا و میزان ریسک پایین با تقاضای سوداگران نیز مواجه است (پرنگ و همکاران، ۱۴۰۳). از یک سو، مسکن کالای مصرفی است که پس از غذا و پوشاک مهم‌ترین نیاز اساسی انسان است و گران‌ترین کالای ضروری خانوار تلقی می‌شود و از سوی دیگر، ساختمان به‌عنوان کالای غیرمنقول بادوام، کالای سرمایه‌ای است که سرمایه‌گذاری در آن، بزرگ‌ترین بخش دارایی افراد عادی به‌شمار می‌رود و علاوه بر خانوار، برای بنگاه‌های اقتصادی نیز جذابیت بالایی دارد؛ به‌ویژه در شرایط تورمی کشور که اطمینان به بازده سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی دیگر پایین است، خرید و احداث واحدهای ساختمانی، سرمایه‌گذاری امن و اطمینان بخشی است که در بلندمدت پربازده‌تر از سایر سرمایه‌گذاری‌ها می‌باشد (ایزدی‌خواست و همکاران، ۱۳۹۸؛ احمدی و همکاران، ۱۳۹۹).

به‌علاوه عدم اطمینان به آینده و نبود سیستم مناسب تأمین اجتماعی، مسکن را به محل درآمد خانوار در دوران پیری و از کارافتادگی تبدیل می‌کند (ناجی‌میدانی و همکاران، ۱۳۸۹). از این رو، تصمیم به سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان را می‌توان تصمیمی پویا در نظر گرفت که عوامل و متغیرهای گوناگون و متفاوت در این روند مؤثر است. تحلیل و بررسی فرایندها، روند دینامیک و مجموعه علت و معلول‌هایی که باعث می‌شود سرمایه‌گذاران به سمت پروژه‌های ساختمانی در شهر تهران تمایل پیدا کنند و اثر روابط بازخوردی بین علت‌ها و معلول‌ها بر فرایند تصمیم‌گیری برای انتخاب بهتر، لازم به نظر می‌رسد. نظام‌های پشتیبان از تصمیم می‌توانند به‌وسیله گزارش و جستجو و در نهایت شبیه‌سازی، تصمیم‌گیرندگان را مورد پشتیبانی خود قرار دهند (نیکو اقبال، ۱۳۹۳).

در این پژوهش به‌وسیله متدولوژی شبیه‌سازی پویایی سیستم حوزه سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ساختمانی در شهر تهران، مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته و از آن به‌عنوان یک سیستم پشتیبان از تصمیم مدل محور در انتخاب پروژه، می‌توان استفاده نمود.

۲. پیشینه پژوهش

نتایج تحقیق شیری و همکاران (۱۳۹۹)، نشان داد که تقاضای سرمایه‌ای مسکن در طول زمان، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود و هر دو دارای روند یکسانی می‌باشند.

نتایج تحقیق احمدی و همکاران (۱۳۹۹)، نیز نشان داد، نوسانات شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، از یک عدم تعادل کوتاه مدت فراتر رفته است، به‌طوری‌که به‌واسطه فاصله گرفتن بیش از پیش درآمد خانوار و قیمت مسکن شهری از یکدیگر، همگرایی این دو متغیر تأیید نشد.

حسن گودرزی و آرمان (۱۳۹۷)، به تحلیل بازار و پیش‌بینی قیمت مسکن تا سال ۱۴۰۵ در تهران با استفاده از روش سیستم دینامیک پرداختند. نتایج حاصل از مدل، نشان داد با افزایش قیمت زمین، قیمت مسکن به صورت نمایی افزایش می‌یابد. همچنین با کنترل تقاضای سرمایه‌ای مسکن، می‌توان نوسانات تقاضای مسکن را کاهش داد.

نتایج تحقیق کریمی (۱۳۹۶)، نشان داد که در بین معیارهای مؤثر بر انتخاب محل بهینه خرید املاک در شهر تهران از دیدگاه سرمایه‌گذار، به‌ترتیب: معیار اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی، معیار دسترسی و موقعیت اراضی، معیار زیست محیطی، معیار فضایی عملکردی، بیشترین اهمیت را دارند. شکوری گنجوی و همکاران (۱۳۹۵)، در تحقیق خود سیستم عرضه و تقاضای مسکن شهر تهران را به تفکیک تقاضای سرمایه‌ای و مصرفی ناشی از رشد جمعیت و مهاجرت، با نگرش پویایی سیستم شبیه‌سازی کردند. نتایج بیانگر تأثیر بالای تقاضای سرمایه‌ای و ناکارآمدی سیاست کنترل مهاجرت برای کاهش قیمت مسکن بود.

نتایج تحقیق موسوی و درودیان (۱۳۹۴)، بیانگر تأثیر مثبت هزینه ساخت در قیمت مسکن در کنار اثرگذاری ناچیز رشد نقدینگی بود.

احمدوند و همکاران (۱۳۹۳)، با استفاده از پویایی‌شناسی سیستم، متغیرهای اثرگذار در قیمت مسکن تهران را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد، افزایش امکانات شهری دیگر استان‌های کشور و عرضه مسکن‌های ارزان قیمت از سوی دولت و ارائه تسهیلات برای ساخت و ساز مسکن، به تعادل در قیمت مسکن و کاهش قیمت در بازار مسکن منجر می‌شود.

نتایج تحقیق ناجی میدانی و همکاران (۱۳۸۹)، نشان داد، متغیرهای کلان اقتصادی حجم پول، تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز در ایران، با شاخص قیمت مسکن، رابطه معنی‌دار و مثبت دارند و تا دوره پنجم، سهم زیادی از تغییرات قیمت مسکن توسط خود این متغیر توجیه می‌شود و با افزایش دوره وقفه، سهم متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، حجم پول و شاخص قیمت مصرف‌کننده، در توضیح نوسانات شاخص قیمت مسکن افزایش می‌یابد.

نتایج تحقیق محمدی و همکاران (۲۰۲۴)، نشان داد، نبود یا کمبود مواد، زمان‌بندی پروژه را افزایش می‌دهد و در نتیجه، هزینه پروژه افزایش می‌یابد. همچنین تغییر مشخصات فنی باعث افزایش تأخیر در ارائه طرح‌ها می‌شود که این امر، باعث افزایش زمان‌بندی پروژه و در نتیجه، افزایش هزینه پروژه می‌گردد.

نتایج تحقیق لی^۱ (۲۰۲۲)، نشان داد که انگیزه پیمانکار از ساخت ساختمان سبز به مجموع دریافتی‌ها پس از ترکیب درآمد حاصل از ساخت و ساز و پاداش‌ها و جریمه‌های دولتی بستگی دارد. هر چه مجموع دریافتی‌ها بیشتر باشد، تصمیم پیمانکار برای مشارکت در ساختمان سبز پایدارتر است. یوسفی رودسری (۲۰۲۲)، از پویایی سیستم برای شبیه‌سازی و بهینه‌سازی سیستم تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری در شرایط عدم قطعیت استفاده نمود.

دهقان ترزجانی و همکاران (۲۰۲۱)، چرخه‌های بازار مسکن ایران را در افق کوتاه مدت و میان مدت مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد، اعتماد و ریسک بازار سرمایه‌گذاران در شرایط کنونی بازار مسکن، در رکود عمیقی قرار دارد و در دهه آینده، جهش شدیدی در قیمت مسکن پیش‌بینی نمی‌شود و در اکثر سناریوها، قیمت متناسب با تورم یا کمتر از آن افزایش می‌یابد.

نتایج تحقیق تاپنایت و همکاران^۲ (۲۰۱۷)، نشان داد که سهم قابل توجهی از نوسانات بازار مسکن متأثر از نرخ بهره و وام‌های اعطایی به بخش مسکن است.

تحقیقات وانگ و جینگ^۳ (۲۰۱۶)، نشان داد که افزایش تقاضا به‌عنوان موتوری برای توسعه بازار املاک و مستغلات است، و قیمت بالای مسکن طبیعی است؛ زیرا این بازار، یک بازار بسته داخلی نیست؛ بلکه یک بازار بین‌المللی است؛ و نه تنها مردم بومی، بلکه مردم خارج از کشور نیز اقدام به خرید خانه می‌کنند.

هو و همکاران^۴ (۲۰۱۰)، مدلی برای جلوگیری از انفجار حباب مسکن، با استفاده از پویایی شناسی سیستم‌ها ارائه کرده‌اند. یافته‌ها نشان داد که یک استراتژی پیوسته از حرکات شاخص قیمت تدریجی، نرخ بالای بهره وام‌ها و نرخ پایین‌تر بیکاری، به‌طور مؤثرتری به تقویت کنترل ریسک بازار مسکن شهری، تقویت بهره‌برداری از منابع مؤثر و در نهایت، به تحریک همه جانبه توسعه بازار مسکن شهری منجر می‌شود.

۳. مبانی نظری

توسعه یک سویه، نامتوازن و بدون برنامه شهرها، جمعیت و فعالیت‌ها در پهنه سرزمین، بسیاری از ظرفیت‌های کشور را بدون استفاده گذاشته و مشکلات بسیاری را در سطوح مختلف به برنامه‌ریزان تحمیل کرده است (محمودی، ۱۴۰۲).

بازار مسکن در ۱۵ سال گذشته، یکی از بخش‌های ناپایدار اقتصاد ایران بوده است و ایران با مشکلاتی در عرضه و تقاضا برای مسکن مواجه است، از جمله تقاضای کلی و ناکارآمد بودن اقتصاد برای پاسخ مناسب به این تقاضا (شیری و همکاران، ۱۳۹۹).

1. Lee et al. (2022)

2. Tupenaite et al. (2017)

3. Wang et al. (2016)

4. Ho et al. (2010)

پروژه‌های سرمایه‌گذاری ساختمان با مشخصات متفاوت، فرصت‌های متفاوتی برای یک سرمایه‌گذار ایجاد می‌کنند. در نظر نگرفتن شرایط حوزه سرمایه‌گذاری، اتفاقات احتمالی و مؤلفه‌های اثرگذار، کنش‌ها و واکنش‌های بازار و جامعه، هنگام انتخاب پروژه‌های ساختمانی، موجب شده است، شرکت‌ها در رسیدن به اهداف مورد نظر خود دچار مشکل شوند. تقاضای مسکن به دو دسته تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای تقسیم می‌شود. تقاضای مصرفی خانوارها به منظور تأمین مسکن اجتناب ناپذیر است و کثرت قیمتی این نوع تقاضا بسیار پایین است. تقاضای سرمایه‌ای مسکن به میزانی بیش از سرپناه مورد نیاز خانوارها است (ایزدخواستی و همکاران، ۱۳۹۸). در ارتباط با عرضه مسکن نیز باید گفت که عرضه مسکن از عرضه واحدهای مسکونی نوساز، نوسازی و بهسازی واحدهای مسکونی فرسوده موجود و ذخیره مسکن موجود تشکیل می‌شود (ایزدخواستی و همکاران، ۱۳۹۸).

عوامل مؤثر بر قیمت ساختمان و مسکن

بخش مسکن دارای ارتباط گسترده و متقابلی با سایر بخش‌های اقتصادی است، به‌طوری‌که همواره تحت تأثیر بخش‌های دیگر قرار می‌گیرد و بر سایر بخش‌ها نیز تأثیر می‌گذارد. از سوی دیگر، مسکن یکی از نیازهای مبهم و اساسی خانواده‌ها است که جایگاه ویژه‌ای در سبد خانوار دارد. مسکن یک کالای ضروری و بدون جانشین است و تقاضای آن همواره در حال افزایش است (فریدون وند، ۱۳۹۷).

سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان

همواره از جمله متغیرهای مؤثر در افزایش عرضه کالا، افزایش سرمایه‌گذاری در آن بخش است. یکی از عوامل مؤثر در میزان سرمایه‌گذاری در بخش ساختمان، چگونگی حضور بخش دولتی و بخش خصوصی در کنار یکدیگر در بازار مسکن است (کریمی، ۱۳۹۶). سرمایه‌گذاری در صنعت ساختمان تنها زمانی می‌تواند باعث رشد اقتصادی شود که تزریق سرمایه و تولید مسکن به‌صورت هدفمند باشد و در نهایت، موجب مصرف مسکن شود؛ زیرا در صورتی که سرمایه‌های وارد شده به بخش ساختمان هدایت نشود، قیمت نهایی مسکن افزایش خواهد یافت و مصرف‌کنندگان واقعی مسکن را برای خرید ناتوان‌تر خواهد کرد (پرچمی جلال، ۱۳۹۶).

جمعیت

نرخ رشد جمعیت در کلان‌شهرهایی چون تهران، یکی از عوامل مهم در تقاضا برای مسکن است. در محاسبه نرخ رشد جمعیت برای کلان‌شهرهایی چون تهران، عامل مهاجرت نیز باید در نظر گرفته شود. افزایش جمعیت اثر مستقیم بر تقاضای واقعی دارد و مطابق اصل عرضه و تقاضا، همواره افزایش تقاضا، افزایش قیمت را به همراه دارد (لی، ۲۰۲۲).

سیاست دولت مبنی بر اخذ مالیات از معامله‌گران مسکن

مالیات ۳۵ درصدی برای افرادی که بیش از سه بار معامله مسکن انجام داده باشند که این خود موجب خواهد شد، هزینه مالیات روی قیمت مسکن بیاید و این هزینه بر عهده خریدار خواهد بود و موجب افزایش بیشتر قیمت مسکن خواهد شد.

میزان تقاضای مؤثر (تقاضای واقعی)

تقاضای مسکن به دو بخش تقاضای واقعی و تقاضای سرمایه‌ای، تقسیم می‌شود. با افزایش میزان نقدینگی و افزایش شدید قیمت‌ها، تقاضای واقعی کاهش و تقاضای سرمایه‌ای افزایش می‌یابد و در نتیجه، نسبت تقاضای سرمایه‌ای به تقاضای واقعی افزایش می‌یابد و این امر باعث افزایش قیمت مسکن خواهد شد. افزایش تقاضای مؤثر به‌خودی‌خود تأثیر بسیار ملایمی در قیمت مسکن خواهد داشت، زیرا منجر به تولید واقعی مسکن خواهد بود. املاک در شرایطی به‌عنوان بازاری جذاب برای سرمایه‌گذاری انتخاب می‌شود که دارای بازدهی بالاتری نسبت به دیگر بازارها باشد. این عوامل بر تقاضای مسکن مؤثر هستند: نرخ شهرنشینی، تسهیلات بانکی، نرخ اجاره بها، درآمد سرانه، مالیات بر بخش مسکن و نرخ رشد نقدینگی.

عرضه واحدهای ساختمانی

عرضه ساختمان، یکی از متغیرهای تعیین‌کننده قیمت املاک است. به‌دلیل زمان‌بر بودن ساخت یک واحد ساختمانی، عرضه واحدها در کوتاه مدت ثابت است؛ اما در بلندمدت به علت افزایشی بودن ارزش زمین، روند عرضه نیز افزایشی است. تغییر در سه نهاده عمده زمین، مصالح ساختمانی و نیروی کار منجر به ایجاد نوسانات در ساخت‌وساز و اختلال در عرضه می‌گردد. اگر عرضه‌کننده‌ای، توان مالی کافی داشته باشد و قیمت مسکن پایین باشد، ترجیح می‌دهد که کالای خود را احتکار کند و به انتظارات تورمی چشم بدوزد.

عوامل سمت عرضه مؤثر بر قیمت ساختمان و املاک عبارتند از:

الف) عوامل قیمتی مؤثر در هزینه‌های ساخت‌وساز (سرمایه‌گذاری پروژه‌های ساختمانی): بهای مصالح، قیمت زمین، دستمزد کارگران، نرخ خدمات ساختمانی و نرخ سود بانکی، باعث می‌شود که هزینه ساخت‌وساز و قیمت مسکن بیشتر شود.

ب) عوامل غیرقیمتی مؤثر بر هزینه‌های ساخت‌وساز: ۱- انباشت سرمایه با توجه به محدودیت زمین، باعث افزایش هزینه تولید ساختمان می‌شود؛ ۲- عرضه ناچیز زمین در تهران سبب افزایش تراکم، افزایش قیمت و کوچک‌تر شدن واحدهای ساختمانی خواهد شد (رحیم‌پور و وکیل قاهانی، ۱۳۹۰).

۳- اثرات دوسویه افزایش کرایه بها را می‌توان به دو صورت بررسی کرد: تمایل خانوارهای فاقد مسکن شخصی به منظور احداث آن و همچنین تمایل سرمایه‌گذاران و سازندگان واحدهایی به منظور

استیجار. ۴- تدوین نظام مالیاتی در حوزه املاک، در عرضه و تسریع در فروش ملک و در نتیجه، در کاهش قدرت چانه زنی مالک تأثیر بسزایی دارد.

تورم

قیمت مسکن بر خلاف تورم، از یک روند فزاینده و خطی برخوردار نیست؛ بلکه منحنی آن دارای یک روند پلکانی است که حول محور تورم در نوسان است؛ به‌طوری که در بلند مدت شاخص تورم و قیمت مسکن به‌طور تقریبی با یکدیگر برابر می‌شوند (اسدپور، ۱۳۹۸).

قیمت زمین

افزایش روز افزون قیمت زمین را در شهرهای بزرگ که از مشخصه‌های کشورهای روبه رشد است، می‌توان از یک‌سو، به بالا بودن میزان تقاضا برای اراضی شهری و از سوی دیگر، به اتمام ظرفیت عرضه زمین مناسب برای انواع کاربردهای موردنیاز جامعه، نسبت داد.

قیمت مصالح ساختمانی

افزایش قیمت مصالح ساختمانی که منجر به افزایش هزینه فعالیت‌های بخش ساختمان می‌شود، تأثیری منفی در عرضه این بخش دارد و از آنجا که مصالح ساختمانی بیشترین سهم را در ارزیابی بخش املاک دارد، به موازات کاهش ارزش پول ملی، شاهد افزایش بیش‌ازپیش هزینه تمام شده در این بخش هستیم (کریمی، ۱۳۹۶).

روش شناسی پویایی‌های سیستم، برای اولین بار توسط فارستر^۱ (۱۹۶۱) در کتاب پویایی‌های صنعتی به کار گرفته شد. همچنین وی نحوه اثرگذاری ساخت و ساز مسکن و توسعه کسب و کار بر رشد و رکود ناحیه شهری را در قالب پویایی شهری با ارائه نظریه پویا تحلیل کرد (فارستر، ۱۹۶۹؛ اسکارتویت و همکاران، ۲۰۰۷).

شبیه‌سازی برای نمایش رفتار پدیدارهای واقعی و با استفاده از مدل‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. از طریق مدل شبیه‌سازی می‌توان نوع، نحوه و فرایندهای رفتاری و عملکردی مدل را در طول زمان تعیین و تأثیرات مفروضات مختلف را در آن شناسایی و عملکردهای آن را ارزیابی کرد (فیضی و مقدسی، ۱۳۹۵).

پویایی‌های سیستم، یکی از مؤثرترین ابزارهایی است که امکان شناخت و درک قانونمندی‌های حاکم بر فرایندهای تغییر سیستم‌های پیچیده را فراهم می‌کند (تیموری و مزرعه فراهانی، ۱۳۹۴). چرخه مسکن شامل سرمایه‌گذاری، ساخت و ساز، معامله و نحوه استفاده از آن است (احمدوند و همکاران، ۱۳۹۳). در اواخر دهه ۸۰، مدل پویای قیمت ساختمان طراحی شد که بر اساس آن، پویایی عرضه و قیمت واحدهای ساختمانی و مسکونی جدید، مستلزم این است که عرضه عوامل تولید آن بخش را نیز پویا در نظر گرفت که مسئله را پیچیده می‌کند. برای حل این مسئله، علاوه بر هزینه

1. Forrester (1961)

2. Skartveit et al. (2007)

نهایی و کل که تابع سطح تولید واحدهای جدید سرمایه‌گذاری هستند، بلکه نرخ تغییرات تولید نیز بر آن مؤثر است (شعبانپور و همکاران، ۱۳۹۸).

۴. روش شناسی پژوهش

این تحقیق از لحاظ هدف، اکتشافی و در زمره تحقیقات کاربردی است. هدف پژوهش توسعه دانش کاربردی در حوزه پروژه‌های سرمایه‌گذاری ساختمانی با ارائه مدل و روشی کاربردی برای ارائه رویکردی است که با آنالیز داده‌ها، بررسی و توصیف روابط متغیرهای اثرگذار به دنبال علل جاذبه یا دافعه، شکست یا موفقیت یک پروژه است که به بیان ویژگی‌های یک سرمایه‌گذاری مناسب می‌پردازد. جامعه آماری تحقیق شامل متخصصان، خبرگان و فعالانی است که به صورت تخصصی در حوزه سرمایه‌گذاری ساختمان فعالیت می‌کنند و شامل مدیران و کارکنان سازمان‌های فعال در حوزه پروژه‌های سرمایه‌گذاری ساختمان‌های شهری، مجریان و سازندگان پروژه‌های ساختمانی و مشاوران املاک، معامله‌گران و رابطین حوزه ساختمان در شهر تهران می‌باشند که از بین آنها تعداد ۱۰ نفر نمونه آماری تا زمان رسیدن به اشباع نظری در پاسخ‌های دریافت شده انتخاب شدند.

برای جمع‌آوری اطلاعات در زمینه‌های مبانی نظری و ادبیات تحقیق، از روش کتابخانه‌ای استفاده شده است. به منظور جمع‌آوری اطلاعات از نظر خبرگان و فعالان این حوزه، منابع، مستندات شرکت‌های سرمایه‌گذاری حوزه ساختمان و داده‌های تاریخی استفاده شده است.

روش تحلیلی مبنا در این پژوهش، شبیه‌سازی با استفاده از متدولوژی پویایی سیستم می‌باشد. تحلیل داده‌ها و تشخیص متغیرهای اساسی و روابط بازخوردی بین آنها با این روش صورت پذیرفته و اثر روابط بازخوردی بر این اساس مشخص شده است. برای مدل‌سازی پویایی‌های سیستمی، از نرم افزار ونسیم استفاده گردید.

برای حل مسئله با استفاده از متدولوژی پویایی سیستم، در اولین گام به شناسایی و تعریف مسئله پرداختیم. در این پژوهش، قصد داریم با توجه به عرضه و تقاضا، عوامل مؤثر بر قیمت ساختمان در شهر تهران را مورد بررسی قرار داده و مدلی برای این منظور ارائه دهیم تا بتوانیم قیمت مسکن را در چند سال آینده پیش‌بینی نموده و بر این اساس، میزان جذابیت سرمایه‌گذاری در این صنعت ساختمانی را مورد بررسی قرار دهیم.

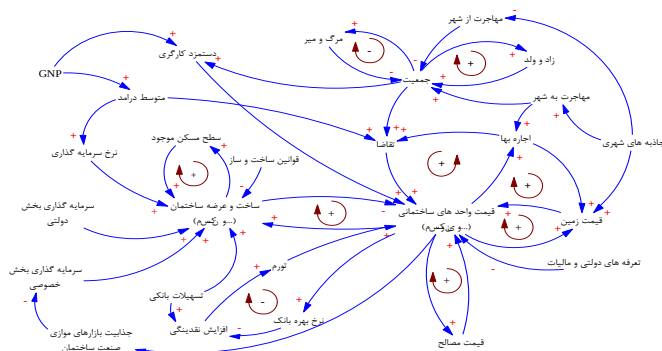
در گام دوم در بخش مفهوم‌سازی سیستم، به شناسایی روابط علی بین پارامترهای تأثیرگذار بر قیمت مسکن و چهارچوب سیاست‌ها می‌پردازیم. در متدولوژی پویایی سیستم، کلیه تعاملات درونی سیستم و محیط به صورت روابط علی در نظر گرفته می‌شود. همچنین می‌دانیم که مفهوم‌سازی باید به صورت بندی کامل مدل در قالب حلقه‌های بازخوری، جریان‌های فیزیکی و اطلاعاتی، متغیرها و پارامترها ترجمه شود. پس ابتدا عوامل مؤثر بر قیمت ساختمان و مسکن بیان می‌شود. با توجه به تحقیقات انجام شده در حوزه تحلیل بازار مسکن و همچنین مسکن در شهر تهران و به استناد نظر افراد خبره در این حوزه، متغیرهای اصلی مدل پویایی سیستم، به شرح زیر شناسایی شده‌اند:

قیمت مسکن (فرحزادی، ۱۳۹۷؛ چه، ۲۰۰۵؛ هو، وانگ و لیو، ۲۰۱۰)، قیمت زمین (شعبانپور و همکاران، ۱۳۹۸؛ ایزدخواست و همکاران، ۱۳۹۸؛ چه، ۲۰۱۰)، تقاضای مسکن (عاطفی و همکاران، ۲۰۱۰؛ هو، ۲۰۰۳؛ رحیمی و نظریان، ۱۳۸۷)، عرضه مسکن (ایزدخواست و همکاران، ۱۳۹۸؛ هو و همکاران، ۲۰۱۰؛ یوکان، ۲۰۰۳؛ احمدوند و همکاران، ۱۳۹۳؛ شاه‌آبادی، ۱۳۹۳؛ رحیمی و نظریان، ۱۳۸۷)، سهم هزینه مسکن در بودجه خانوارها به قیمت مسکن (احمدی و همکاران، ۱۳۹۹؛ فرحزادی، ۱۳۹۷؛ هو و همکاران، ۲۰۱۰)، خرید مسکن (فرحزادی، ۱۳۹۷؛ هو و همکاران، ۲۰۱۰)، تورم در بخش مسکن (قلی‌زاده و صمدی‌پور، ۱۴۰۳؛ شعبانپور و همکاران، ۱۳۹۸؛ ایزدخواست و همکاران، ۱۳۹۸؛ قافله‌باشی، ۱۳۸۸)، سرمایه‌گذاری جامعه روی ملک (هو، ۲۰۰۳؛ شاه‌آبادی، ۱۳۹۳)، سرانه تولید ناخالص داخلی (هو و همکاران، ۲۰۱۰؛ چه، ۲۰۰۵؛ هو، ۲۰۰۳؛ شاه‌آبادی، ۱۳۹۳)، هزینه ساخت و ساز (چه، ۲۰۰۳)، جمعیت (هو و همکاران، ۲۰۱۰؛ چه، ۲۰۰۵؛ هو، ۲۰۰۳؛ عاطفی و همکاران، ۲۰۱۰؛ شاه‌آبادی، ۱۳۹۳)، امکانات شهری تهران (شعبانپور و همکاران، ۱۳۹۸؛ دانشپور و حسینی، ۱۳۹۱)، هزینه رهن و اجاره (فرحزادی، ۱۳۹۷؛ دانشپور و حسینی، ۱۳۹۱؛ رحیمی و نظریان، ۱۳۸۷)، تسهیلات بانکی برای بخش خصوصی در ساخت و ساز (ایزدخواست و همکاران، ۱۳۹۸؛ احمدوند و همکاران، ۱۳۹۳؛ شاه‌آبادی، ۱۳۹۳)، عرضه مسکن از سوی دولت (شاه‌آبادی، ۱۳۹۳).

از مهم‌ترین ویژگی‌های ساختاری بازار مسکن ایران، می‌توان به سهم بالای هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار اشاره نمود (دانشپور و حسینی، ۱۳۹۱) که نشانه اهمیت حمایت و تسهیلات دولتی در بازار مسکن است.

۵. نتایج

پس از ساخت نمودار جریان و شناسایی متغیرها اقدام به شبیه‌سازی و اجرای مدل برای یک بازه زمانی ۵ تا ۱۰ ساله شد و نتایج شبیه‌سازی ارائه گردید.



شکل ۱: نمودار علت و معلولی حوزه سرمایه‌گذاری و ساخت و ساز

مدل علت و معلولی نمایش داده شده در شکل (۱)، مدل کلی سرمایه‌گذاری و ساخت و ساز می‌باشد. شناسایی روابط بین متغیرها و همچنین جمع‌آوری اطلاعات در زمینه مسکن، کار بسیار مشکل و نشدنی خواهد بود، چون قیمت مسکن از عوامل متعددی تأثیر می‌پذیرد که خود عوامل نیز از یکدیگر تأثیر خواهند پذیرفت و بنابراین، از یک نمودار علت و معلولی مطابق شکل (۵) برای تعیین قیمت استفاده شد.

شکل (۲)، نمودار علت و معلولی مورد استفاده در پیش‌بینی قیمت مسکن تهران را نشان می‌دهد. در این شکل، حلقه (۱)، قانون سنتی مربوط به عرضه را بیان می‌کند؛ به این صورت که با افزایش قیمت، عرضه زیاد می‌شود و با افزایش عرضه قیمت کاهش می‌یابد که نتیجه، یک حلقه منفی خواهد بود.

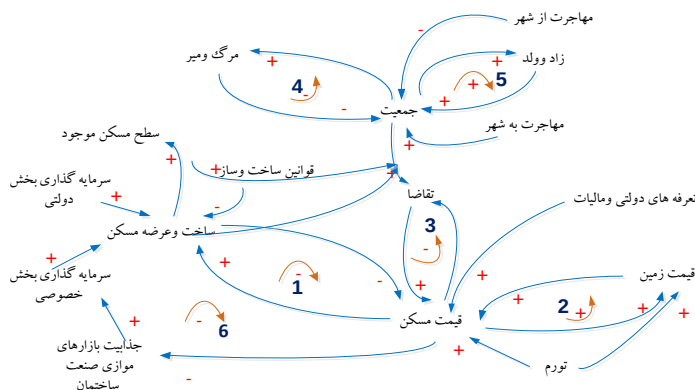
حلقه (۲)، مربوط به رابطه بین قیمت زمین و قیمت خانه می‌باشد، به این صورت که با افزایش قیمت زمین، قیمت مسکن نیز افزایش می‌یابد، پس یک حلقه مثبت ایجاد خواهد شد.

حلقه (۳)، قانون مربوط به تقاضا را بیان می‌کند؛ به این صورت که با افزایش تقاضا، قیمت افزایش می‌یابد و با افزایش قیمت، تقاضا کاهش می‌یابد.

در حلقه (۴)، با افزایش مرگ‌ومیر، جمعیت کاهش می‌یابد و با افزایش جمعیت، مرگ‌ومیر افزایش در نتیجه تقاضا برای مسکن در اثر کاهش جمعیت کاهش می‌یابد. نتیجه، یک حلقه منفی خواهد بود.

حلقه (۵)، با افزایش زادوولد، جمعیت زیاد می‌شود و با افزایش جمعیت، زادوولد نیز افزایش می‌یابد؛ نتیجه یک حلقه مثبت خواهد بود.

حلقه (۶)، با افزایش قیمت مسکن، میزان جذابیت سرمایه‌گذاری در بازارهای موازی با صنعت ساختمان مانند طلا، ارز و بورس کاهش می‌یابد.

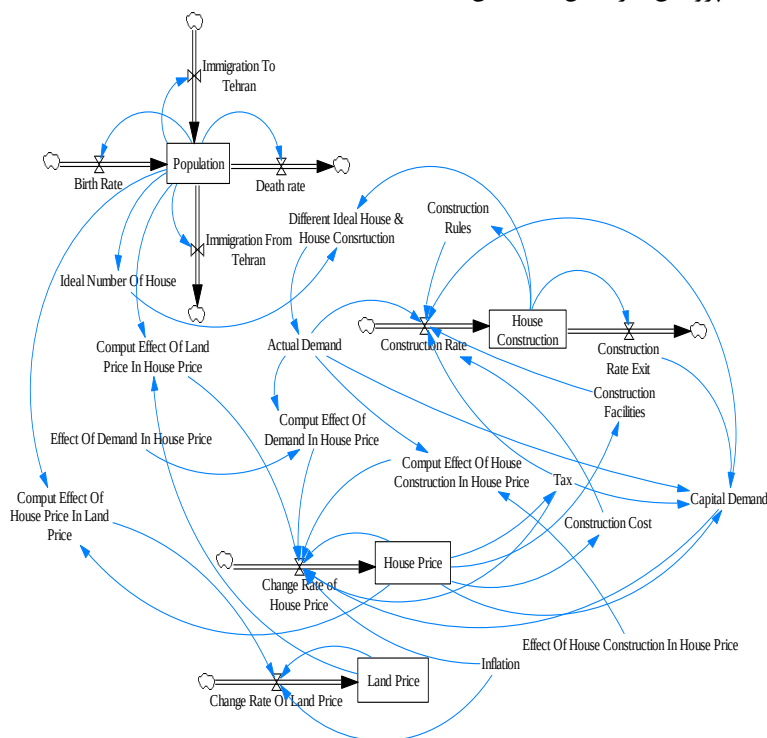


شکل ۲: نمودار علت و معلولی مورد استفاده در پیش‌بینی قیمت مسکن شهر تهران

با کاهش این جذابیت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در صنعت ساختمان و مسکن افزایش یافته و باعث افزایش عرضه مسکن می‌شود. هنگامی که سرمایه‌گذاری و ساخت و ساز افزایش می‌یابد، عرضه کل زیاد می‌شود و نسبت تقاضا به عرضه کم می‌شود که کاهش قیمت مسکن را به همراه دارد. نهایتاً افزایش عرضه نیز به کاهش قیمت مسکن منجر خواهد شد. نتیجه یک حلقه منفی خواهد بود.

۵-۱. مدل حالت جریان پویایی سیستم

هدف اصلی از نمودار جریان، بازنمایی ساختار جریان دقیق سیستم در قالب ساختار سیاست‌هایی ظریف و جزئی، به منظور تسهیل ایجاد مدل ریاضی برای شبیه‌سازی است. مدل حالت-جریان حوزه مورد مطالعه پژوهش، در شکل (۳) نشان داده شده است.



شکل ۳: مدل پویایی حالت-جریان حوزه سرمایه‌گذاری پروژه‌های ساختمانی شهر تهران

برای متغیر سطح جمعیت، دو متغیر نرخ زاد و ولد و نرخ مرگ‌ومیر در نظر گرفته شده است. میزان زاد و ولد و مرگ‌ومیر برای شهر تهران، از اطلاعات ثبت احوال استخراج شده است. با انجام محاسبات و میانگین‌گیری نرخ زاد و ولد ۶ درصد و نرخ مرگ‌ومیر ۴ درصد در نظر گرفته شد. جمعیت شهر تهران در سال ۹۹ طبق آمار سازمان ثبت احوال تهران نیز ۹۶۱۱۵۷۷ نفر بود. همچنین بر اساس آمار، اطلاعات استخراج شده از منابع معتبر میزان مهاجرت نیز به ترتیب ورود و خروج ۵ و ۲/۵ درصد در نظر گرفته شده است.

Birth Rate = 0.06 * Population, Immigration To Tehran = 0.05 * Population
 Death rate = 0.04 * Population, Immigration From Tehran = 0.025 * Population
 (Birth Rate + Immigration To Tehran - Death rate - Immigration From Tehran,
 Population) = INTEG (9611577)

برای محاسبه تعداد مسکن ایده‌آل، برای هر خانوار، یک واحد مسکونی در نظر گرفته شد. بعد خانوار برای شهر تهران از سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۳/۴ نفر به‌دست آمده است، بنابراین از تقسیم جمعیت بر بعد خانوار، تعداد مسکن ایده‌آل به دست می‌آید.

Ideal Number Of House = Population / 3.4

برای محاسبه تقاضای واقعی دو پارامتر در نظر گرفته شد: اول، تفاوت میزان مسکن موجود و ایده‌آل و دوم، قیمت یک متر مربع واحد مسکونی. با استفاده از آمار ۱۰ سال اخیر، ابتدا تعداد خانوار برای هر سال محاسبه شد و تعداد مسکن ایده‌آل به‌دست آمد. در این محاسبه، به بعد خانوار که در سرشماری سال ۹۵، ۳/۴ نفر و در سرشماری سال ۸۵، ۳/۷ نفر بود، توجه شده است. سپس تفاوت مسکن ایده‌آل و مسکن موجود محاسبه شد. در ادامه، فرض شد که ۹۰ درصد از این کمبود، میزان تقاضا می‌باشد. برای نشان دادن تأثیر قیمت مسکن روی تقاضا، از درون‌یابی مقدار درصد تغییر تقاضا در برابر درصد تغییر قیمت مسکن برای ۱۰ سال اخیر استفاده شد و تقاضای محاسبه شده در بخش قبل در مقدار (۱+ درصد تغییر تقاضای حاصل از تغییر قیمت مسکن) ضرب شد. این درصد تغییر تقاضا می‌تواند مثبت یا منفی باشد. پس نتیجه به‌صورت زیر است:

Different Ideal House & House Construction = Ideal Number of House - House
 Construction Actual Demand = 0.9 * Different Ideal House & House
 Construction * (1 + Comput Effect of House Price in Actual Demand)

از برازش تعداد واحد ساخته شده در سال در ۱۰ سال اخیر در برابر تقاضای محاسبه شده، مشاهده می‌شود که بهترین برازش به‌صورت ۷۵ درصد تقاضای سالانه و ۲۵ درصد تقاضای سرمایه‌ای و همچنین میزان اثر متغیرهای تسهیلات و قوانین ساخت و ساز، مالیات و هزینه ساخت و ساز در محاسبه نرخ ساخت و ساز در سال در نظر گرفته شده است. مطابق بررسی داده‌های تاریخی و منابع مرجع، تعداد زیادی از موارد سرمایه‌گذاری، چه در بخش دولتی و چه در بخش خصوصی، به سرانجام نخواهد رسید که در مدل شبیه‌سازی در نظر گرفته شده است.

بر همین اساس و با در نظر گرفتن واحدهای تخریب شده جهت نوسازی و خارج شدن برخی واحدها از سرویس به علت فرسوگی یا خالی ماندن واحد از مقدار کل واحدهای ساختمانی اثرگذار در تقاضا و در دسترس کاسته خواهد شد. همان‌طور که قبلاً بیان شد، عرضه از قیمت مسکن نیز تأثیر می‌پذیرد. پس از درون‌یابی درصد تغییر ساخت‌وساز در برابر درصد تغییر قیمت مسکن در ۱۰ سال اخیر استفاده می‌کنیم. تعداد واحد مسکن موجود به‌دست آمده از سرشماری عمومی نفوس و مسکن، برابر ۲۷۱۰۰۰۰ واحد مسکونی می‌باشد.

بنابراین، معادلات به صورت زیر می‌باشد:

$$\text{Construction Rate} = 0.75 * \text{Actual Demand} + 0.25 * \text{Capital Demand} + (0.1 * \text{Construction Facilities}) - (0.1 * \text{Construction Rules}) - (0.1 * \text{Construction Rules}) - (0.1 * \text{Tax} - 0.125 * \text{Construction Cost Hose})$$

$$\text{Construction} = \text{INTEG}(\text{Construction Rate} - \text{Construction Rate Exit}, 2710000)$$

برای محاسبه نرخ تغییر قیمت مسکن، می‌باید چهار عامل در نظر گرفته شود: الف) اثر تقاضا بر قیمت مسکن می‌باید به گونه‌ای باشد که با افزایش تقاضا، قیمت نیز افزایش یابد. برای این منظور، از درون‌یابی درصد تغییر قیمت مسکن در برابر مقادیر مختلف تقاضا برای ۱۰ سال اخیر استفاده می‌کنیم؛ ب) اثر عرضه و ساخت‌وساز بر قیمت مسکن نیز باید در نظر گرفته شود. بدین منظور، از درون‌یابی درصد تغییر قیمت مسکن در برابر مقادیر مسکن عرضه شده در ۱۰ سال اخیر استفاده می‌کنیم؛ ج) اثر قیمت زمین بر قیمت مسکن نیز در قیمت مسکن تأثیر بسزایی دارد. بدین منظور، از درون‌یابی درصد تغییر قیمت مسکن در برابر درصد تغییر قیمت زمین برای ۱۰ سال اخیر استفاده می‌کنیم؛ د) اثر تورم نیز مهم می‌باشد. در نهایت، تمام این اثرات را بر روی قیمت مسکن به صورت همزمان در نظر می‌گیریم. برای این کار، از یک میانگین وزنی استفاده می‌کنیم. با رسم نمودار قیمت مسکن در برابر تک‌تک عوامل، مشاهده می‌شود که قیمت زمین بیشترین تأثیر را در قیمت مسکن داشته است. پس درصد تغییر قیمت مسکن که از درصد تغییر قیمت زمین به دست می‌آید، می‌باید وزن بیشتری بگیرد. با توجه به توضیح داده شده، وزن عوامل به صورت زیر خواهد بود:

درصد تغییر قیمت مسکن، حاصل از درصد تغییر قیمت زمین: ۰/۴

درصد تغییر قیمت مسکن، حاصل از مقدار عرضه مسکن: ۰/۲

درصد تغییر قیمت مسکن، حاصل از میزان تقاضا: ۰/۲

درصد تغییر قیمت مسکن، حاصل از تورم: ۰/۲

با این میانگین‌گیری وزنی، درصد تغییر قیمت مسکن به دست می‌آید؛ بنابراین، معادله نهایی

به صورت زیر است:

$$\text{Change Rate of House Price} = (0.4 * \text{Comput Effect of Land Price in House Price} + 0.2 * \text{Comput Effect of Demand in House Price} + 0.2 * \text{Comput Effect of House Construction in House Price} + 0.2 * \text{Inflation}) * \text{House Price}$$

متوسط قیمت یک متر مربع واحد مسکونی در سال ۹۹ در شهر تهران، ۲۳۰۰۰۰۰۰ تومان در نظر گرفته، میانگین تورم در دوره پیش‌بینی که از سال ۱۴۰۰ تا سال ۱۴۰۵ می‌باشد، ۲۰ درصد فرض شده است.

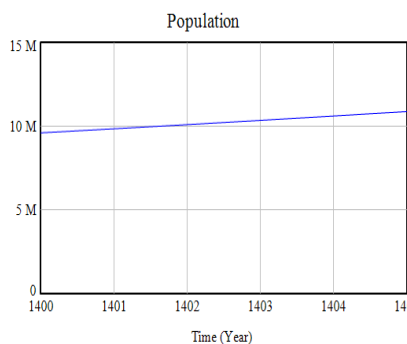
$$\text{House Price} = \text{INTEG}(\text{Change Rate of House Price}, 23000000)$$

در این مدل، فرض می‌شود که قیمت زمین تنها از تورم و قیمت واحد مسکونی تأثیر می‌پذیرد. با درون‌یابی تغییرات قیمت زمین در برابر تغییرات قیمت مسکن برای ۱۰ سال اخیر، می‌توان درصد تغییر قیمت زمین برای هر مقدار تغییر قیمت واحد مسکونی را به دست آورد. با رسم نمودار تغییرات قیمت زمین در برابر تغییرات قیمت مسکن و همچنین تورم برای ۱۰ سال اخیر، مشاهده می‌شود که

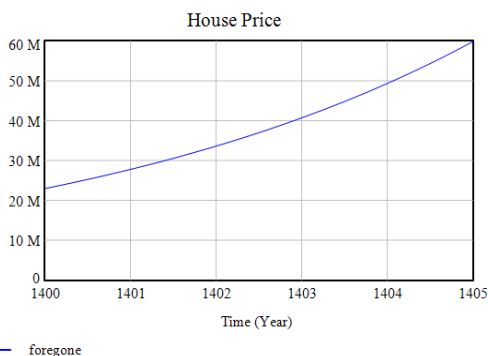
تغییرات قیمت مسکن، تأثیر بیشتری نسبت به تورم بر روی تغییرات قیمت زمین دارد. پس می‌بایست وزن بیشتری در تعیین درصد تغییر قیمت زمین داشته باشد. وزن‌های در نظر گرفته شده برای درصد تغییر قیمت زمین حاصل از تغییر قیمت مسکن و درصد تغییر قیمت زمین حاصل از تورم، به ترتیب، برابر 0.7 و 0.3 می‌باشد. متوسط قیمت یک مترمربع زمین کلنگی در شهر تهران در سال ۹۹ به‌طور میانگین، ۳۴۶۰۰۰۰۰ تومان بوده است.

Change Rate of Land Price = $(0.7 * \text{Comput Effect of House Price in Land Price} + 0.3 * \text{Inflation}) * \text{Land Price}$
 Land Price = INTEG (Change Rate of Land Price, 34600000)

حال مدل را برای سال ۱۴۰۰ تا سال ۱۴۰۵ اجرا می‌کنیم. نتایج اجرای مدل در ادامه ارائه می‌گردد. نمودارهای همه متغیرها برای سال ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۵ در شکل (۴) الی (۱۲) آورده شده است.



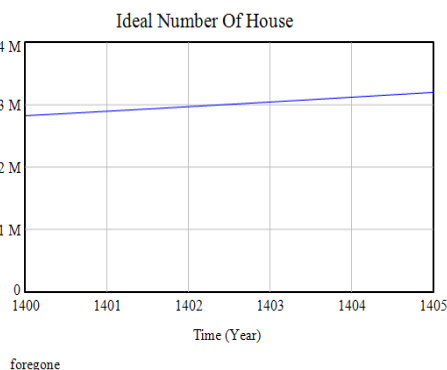
شکل ۴: متغیر جمعیت، ۱۴۰۵-۱۴۰۰



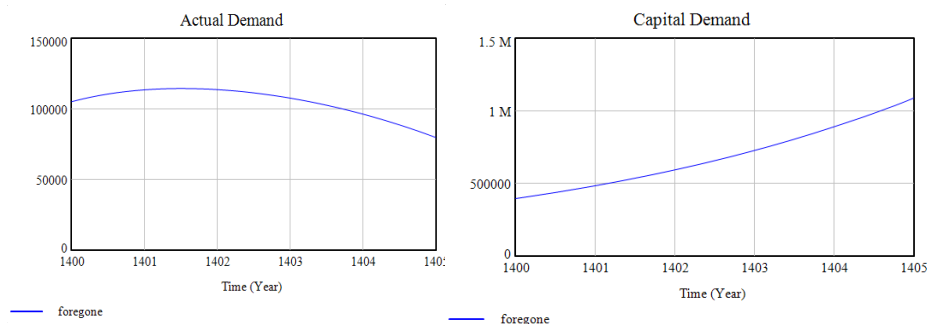
شکل ۵: متغیر قیمت واحد های ساختمانی، ۱۴۰۵-۱۴۰۰



شکل ۶: متغیر قیمت زمین، ۱۴۰۵-۱۴۰۰

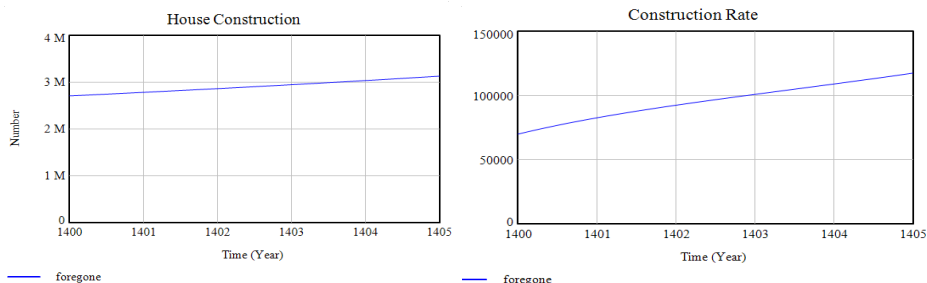


شکل ۷: متغیر تعداد واحد ساختمانی ایده‌آل، ۱۴۰۵-۱۴۰۰



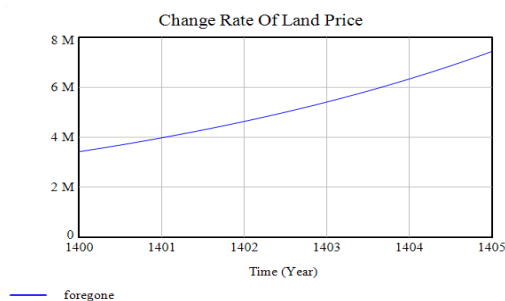
شکل ۸: متغیر میزان تقاضای واقعی
واحدهای ساختمانی، ۱۴۰۵-۱۴۰۰

شکل ۹: متغیر میزان تقاضای واقعی سرمایه‌ای
۱۴۰۵-۱۴۰۰



شکل ۱۰: متغیر میزان سرمایه‌گذاری و ساخت‌وساز
سالانه، ۱۴۰۵-۱۴۰۰

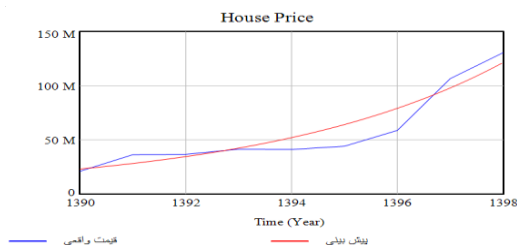
شکل ۱۱: متغیر نرخ سرمایه‌گذاری و ساخت‌وساز،
۱۴۰۵-۱۴۰۰



شکل ۱۲: متغیر نرخ تغییر قیمت زمین، ۱۴۰۵-۱۴۰۰

۵-۲. اعتبارسنجی مدل

تست مدل و اعتبار آن، قابلیت اعتماد به مدل را افزایش داده و اعتماد به کاربردی بودن آن را بالا می‌برد. اعتبار ساختاری مدل بر اعتبار رفتاری آن اولویت داشته و فقط وقتی ساختار مدل معتبر باشد، می‌توان اعتبار رفتار آن را بررسی کرد. بنابراین در تحقیق حاضر، برای ارزیابی اعتبار مدل از آزمون‌های مقایسه با رفتار مرجع وضعیت بی‌نهایت (حداکثر-حداقل) و نظرسنجی از خبرگان استفاده می‌شود. در این مرحله، افزایش قیمت واقعی مسکن در طول سال‌های ۹۳ تا ۹۸ با خروجی مدل شبیه‌سازی مقایسه شده است.



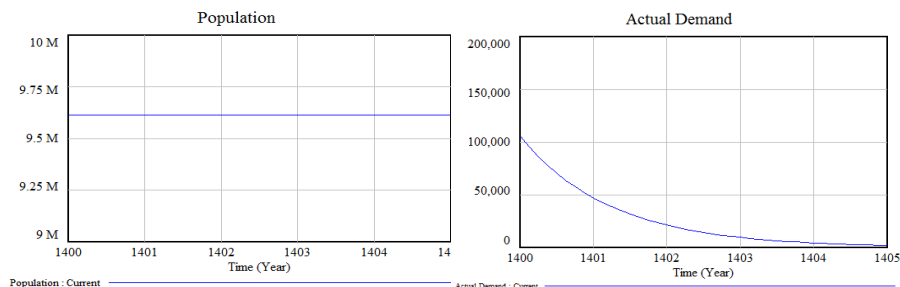
شکل ۱۳: مقایسه قیمت واقعی و قیمت پیش‌بینی شده واحدهای ساختمانی در مدل

همان‌طور که در شکل (۱۳) مشاهده می‌شود، این دو مقدار، رفتاری شبیه یکدیگر دارند. مقدار خطای مدل در مقدار پیش‌بینی شده و مقدار واقعی، به‌طور میانگین بسیار اندک شده است که بیانگر دقت بالای مدل در پیش‌بینی رفتار مرجع است. عدم انطباق روند افزایش قیمت در حدود سال‌های ۹۴ تا ۹۶ به‌علت رکود بازار املاک در آن مقطع زمانی می‌باشد، اما در مدل شبیه‌سازی رکود یا کاهش تورم مقطعی در نظر گرفته نشده، و یک روند ثابت برای این متغیرها در نظر گرفته شده است. نتایج این مدل با پژوهش‌های مشابه، توسط گودرزی و آرمان مهر (۱۳۹۷) و احمدوند و همکاران (۱۳۹۳)، مقایسه شده است و نتایج این پژوهش، تا حدود بسیار زیادی مشابه پژوهش‌های گذشته می‌باشد.

۵-۳. آزمون وضعیت بی‌نهایت در مدل

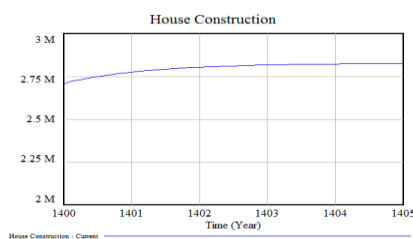
قرار دادن برخی پارامترهای اصلی در حالت حداقلی و یا حداکثری (بسیار زیاد) و تست خروجی مدل یکی از روش‌های تست مدل است تا میزان حساسیت آن در برابر این تغییرات بررسی شود. به منظور آزمون وضعیت بی‌نهایت در مدل، چند وضعیت حدی در نظر گرفته شده و نتایج ارائه شده است:

نتایج شبیه‌سازی در حالتی که متغیر جمعیت بدون تغییر است و نرخ تولد و مرگ صفر است، مطابق شکل‌های (۱۴، ۱۵ و ۱۶) ارائه شده و همان‌طور که مشاهده می‌شود، پس از مدتی، تقاضای واقعی مقدار صفر خواهد داشت و میزان خانه‌های موجود نیز به مقدار ثابتی خواهد رسید و رفتار حدی مدل مطابق با انتظار است.

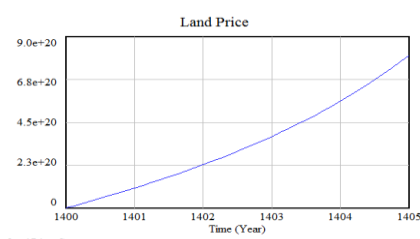


شکل ۱۴: متغیر جمعیت در آزمون حالت حدی
(نرخ افزایش جمعیت ثابت)

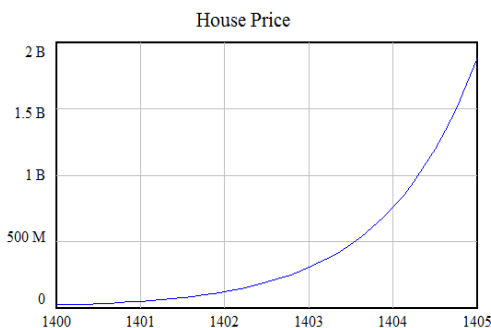
شکل ۱۵: تقاضای واقعی در آزمون حالت حدی
(نرخ افزایش جمعیت ثابت)



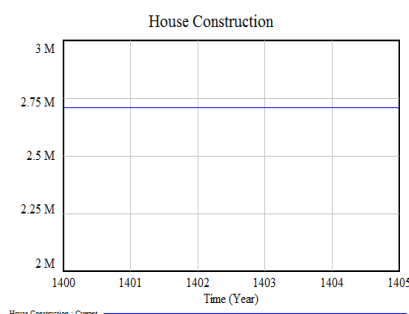
شکل ۱۶: نمودار ساخت و ساز در آزمون حالت حدی
(نرخ افزایش جمعیت ثابت)



شکل ۱۷: قیمت زمین در آزمون حالت حدی (افزایش بسیار زیاد قیمت زمین)



شکل ۱۸: قیمت واحد ساختمانی در آزمون حالت حدی
(افزایش بسیار زیاد قیمت زمین)

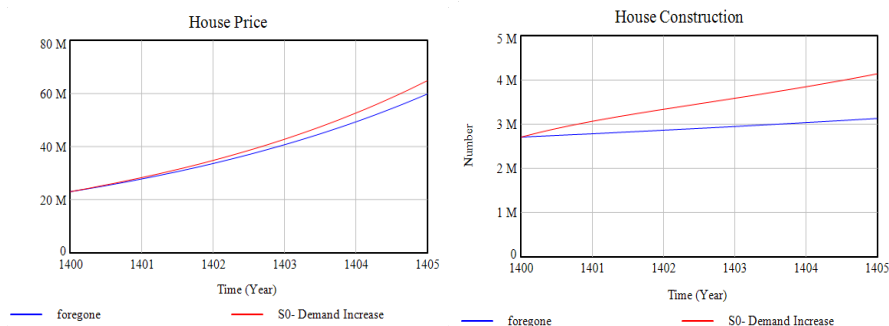


شکل ۱۹: سرمایه‌گذاری و ساخت و ساز در آزمون حالت حدی
(افزایش بسیار زیاد قیمت زمین)

نتایج شبیه‌سازی در حالتی که متغیر قیمت زمین به مقدار بسیار زیاد (حد بالا) است، مطابق شکل‌های (۱۷، ۱۸ و ۱۹)، ارائه شده و همان‌طور که مشاهده می‌شود، پس از مدتی، تقاضای واقعی مقدار صفر خواهد داشت و میزان خانه‌های موجود نیز به مقدار ثابتی خواهد رسید و رفتار حدی مدل مطابق با انتظار است. بنابراین، چون تقاضایی وجود ندارد، خانه‌ای نیز ساخته نخواهد شد.

۴-۵. تحلیل حساسیت

به وسیله تحلیل حساسیت، اثر تغییرات در متغیرها بر نتایج برگرفته از مدل مشخص می‌شود. در صورت تغییر در نتایج، اطمینان از کارایی مدل به دست می‌آید. انتظار می‌رود با اندکی افزایش تقاضای واقعی و سرمایه‌ای با افزایش قیمت و افزایش ساخت و ساز و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ساختمانی همراه باشد. نتایج حاصل از این تغییرات در شکل (۲۰ و ۲۱) ارائه شده است.



شکل ۲۱: تغییر متغیر قیمت واحد ساختمانی در تحلیل حساسیت (افزایش تقاضا)

شکل ۲۰: تغییر متغیر نرخ سرمایه‌گذاری و ساخت و ساز در تحلیل حساسیت (افزایش تقاضا)

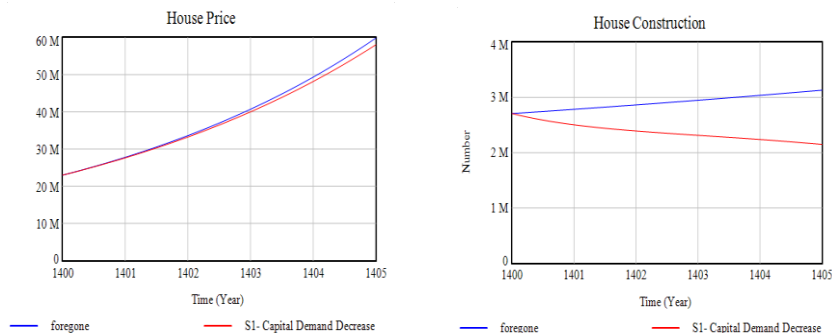
۵-۵. ارزیابی سیاست و سناریوسازی

وقتی که از ساختار و رفتار مدل اطمینان حاصل شد، می‌توان برای طراحی و ارزیابی سیاست‌ها در جهت بهبود استفاده کرد. یکی از مهم‌ترین توانایی‌های رویکرد پویایی‌شناسی سیستم‌ها، در نظر گرفتن سناریوهای مختلف و مقایسه نتایج این سناریوها است. در سناریو سازی، با توجه به ماهیت مسئله، تصمیم‌های مختلف اتخاذ می‌شود و با توجه به نتایج، می‌توان سیاست‌های مختلف را ارزیابی و نتایج هر یک را با دیگری مقایسه کرد. سناریو پردازی، این امکان را می‌دهد که سرمایه‌گذار بتواند شرایط آینده را در صورت تغییرات در متغیرهای اثر گذار سیستم مشاهده نماید و تصمیمات خود را طوری در نظر بگیرد که از چالش‌ها، کمترین آسیب را ببیند و از فرصت‌ها، بیشترین بهره را ببرد.

۵-۵-۱. سناریوی کاهش تقاضای سرمایه‌ای

تقاضای مسکن شامل دو بخش تقاضای مصرفی و تقاضای سرمایه‌ای مسکن می‌باشد. برای کاهش تقاضای سرمایه‌ای، می‌توان ابزار وضع مالیات برای تملک خانه‌های بیش از تعداد مشخص و جذابیت بازارهای موازی مسکن، مثل بازار بورس و سهام را به کار برد. بر اساس نتایج شبیه‌سازی، مهم‌ترین اثرات در تمایلات سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ساختمانی بر اساس متغیر قیمت و سودآوری صورت می‌پذیرد و با افزایش قیمت سرمایه‌گذاری در ساخت، افزایش می‌یابد؛ اما در طرف مقابل، افزایش قیمت، باعث افزایش تقاضای سرمایه‌ای و کاهش تقاضای واقعی که بخش اصلی تقاضا است می‌شود.

در نتیجه، ریسک کاهش قیمت و حتی عدم بازگشت سرمایه افزایش می‌یابد، بر همین اساس، با کاهش تقاضای سرمایه‌ای نتایج را بررسی می‌کنیم:



شکل ۲۲: تغییر متغیر قیمت واحد ساختمانی در سناریوی کاهش تقاضای سرمایه‌ای

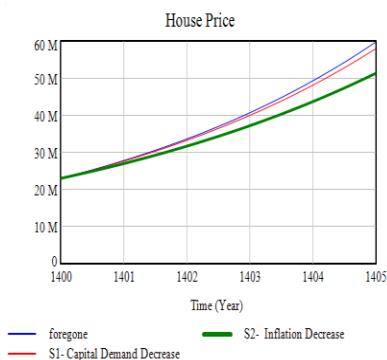
شکل ۲۲: تغییر متغیر سرمایه‌گذاری و ساخت و ساز در سناریوی کاهش تقاضای سرمایه‌ای

با کنترل تقاضای سرمایه‌ای مسکن، می‌توان نوسانات تقاضای مسکن را کاهش داد که سبب کاهش قیمت مسکن می‌شود (حسن‌گودرزی و آرمان‌مهر، ۱۳۹۷). همچنین با کنترل تقاضای سرمایه‌ای مسکن و کاهش آن از طریق ایجاد مالیات بر تقاضای سرمایه‌ای مسکن، می‌توان تقاضای مسکن را کاهش داد و با کاهش تقاضای مسکن، قیمت مسکن نیز کاهش پیدا می‌کند (شیری و همکاران، ۱۳۹۹). شکل‌های (۲۲) و (۲۳) نشان می‌دهد، با کاهش تقاضای سرمایه‌ای به مقدار ۵ درصد، کاهش قیمت به مقدار کمی اتفاق می‌افتد و سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ساخت به‌طور محسوس کاهش می‌یابد.

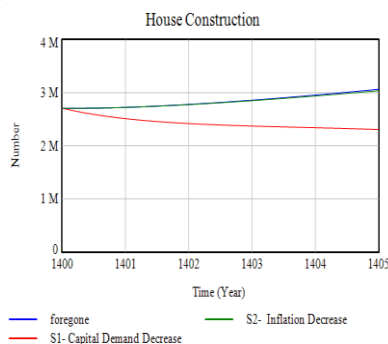
علت عدم کاهش مناسب قیمت، تورم موجود می‌باشد که بر قیمت زمین و بقیه مؤلفه‌های اثرگذار تأثیر دارد. بنابراین مشخص می‌شود، سرمایه‌گذاری مناسب با ریسک کمتر در پروژه‌های ساختمانی، منوط به وجود تقاضای متعادل واقعی و سرمایه‌ای است که در فضای اقتصادی و تورم متعادل وجود دارد. در این صورت، هم تقاضای مناسب وجود خواهد داشت و هم، روند افزایش قیمت متعادل خواهد بود. البته با توجه به اصل عرضه و تقاضا در صورت تداوم افزایش قیمت و کاهش تقاضای واقعی و به تبع آن، کاهش تقاضای سرمایه‌ای، بازار املاک دچار رکود شده و باعث کاهش قیمت و عدم موفقیت سرمایه‌گذاری‌ها خواهد شد. پس از مدتی از گذشت دوره رکود، انباشتگی تقاضا به‌وجود می‌آید و مجدداً بازار دچار شوک قیمتی شده، افزایش تقاضای سرمایه‌ای اتفاق خواهد افتاد و به همین ترتیب، مرتباً این چرخه ادامه پیدا خواهد کرد. بر همین اساس، سناریوی کاهش تورم بررسی می‌شود.

۵-۲. سناریوی کاهش تورم

شاخص تورم و مسکن، تقریباً همسنگ هستند؛ به طوری که با افزایش تورم، قیمت مسکن افزایش می‌یابد و بالعکس (رحیمی و نظریان، ۱۳۸۷). همان‌طور که در شکل‌های (۲۴) و (۲۵) مشاهده می‌گردد، با کاهش ۱۵ درصدی تورم، کاهش قیمت نسبتاً قابل توجهی را شاهد هستیم و نرخ سرمایه‌گذاری، کاهش بسیار اندکی داشته است. بنابراین، مهم‌ترین مؤلفه در تمایلات سرمایه‌گذاری، نرخ تورم و ثبات اقتصادی می‌باشد. نرخ تورم مناسب، باعث روند متعادل افزایش قیمت و همچنین تقاضای متعادل می‌شود و به همین دلیل، سرمایه‌گذاری با ریسک کمتر، تقاضا و سودآوری مناسب صورت می‌پذیرد. ثبات اقتصادی از تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌های کلان حاکمیت گذر می‌کند که با توجه به گستردگی موضوع در مدل شبیه‌سازی این پژوهش، قابل اعمال نمی‌باشد. اگر تصمیمات اقتصادی حاکمیتی طوری اتخاذ شود که باعث ثبات و تعادل در بازارهای مالی و کاهش تورم شود، زمینه را برای تصمیمات و تمایلات سرمایه‌گذاری فراهم می‌نماید که مزایای آن، متوجه کلیه ارکان اقتصادی و اجتماعی جامعه می‌شود. همان‌طور که در آمارهای اقتصادی مشخص است، به دلایلی که بیان شد، کشور ایران در چند سال اخیر با کاهش سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی مواجه شده است.



شکل ۲۵: تغییر متغیر قیمت واحد ساختمانی
در سناریوی کاهش تورم



شکل ۲۴: تغییر متغیر سرمایه‌گذاری و
ساخت و ساز در سناریوی کاهش تورم

۶. بحث

در این پژوهش، با نگاهی تحلیلی و چند وجهی، از جنبه‌های مختلف، موضوع سرمایه‌گذاری پروژه‌های ساختمانی مورد مطالعه قرار گرفته است، و برخلاف مطالعات گذشته که از شبیه‌سازی برای بررسی و تحلیل بازار املاک و ساختمان استفاده شده بود و صرفاً تحلیلی درخصوص جنبه خاصی از حوزه مورد مطالعه داشتند و کاربرد مشخصی در نظر گرفته نشده بود.

شاه‌آبادی و گنجی (۱۳۹۳)، بیان کردند که دولت تلاش نموده تا در قالب پروژه مسکن مهر و حذف قیمت زمین از واحدهای مسکونی، سرمایه‌گذاری در این بخش را تشدید نماید و به‌نحوی وضعیت رکود بازار مسکن را با پاسخ دادن به بخشی از تقاضاهای دهک‌های پایین درآمدی در کشور،

از بین برده و رونق نسبی را در این عرصه ایجاد نماید که نتایج این تحقیق، نشان داد که دولت نتوانسته در این راستا عملکرد مطلوبی داشته باشد؛ به‌طوری‌که نتایج شبیه‌سازی انجام شده، نشان داد، قیمت واحدهای ساختمانی و قیمت زمین کلنگی طی بازه ۵ ساله شبیه‌سازی به بیش از دو برابر مقدار فعلی خواهد رسید. همچنین نرخ تقاضای واقعی سالیانه با شیب ملایمی از حدود ۱۰۵ هزار مورد سالیانه به بیش از ۱۱۷ هزار مورد افزایش و سپس تا کمتر از ۸۴ هزار مورد کاهش پیدا می‌کند. طبق تحقیق شاه‌آبادی و گنجی (۱۳۹۳) نیز سرمایه‌گذاری صورت گرفته در بخش مسکن و ساختمان مطلوب نمی‌باشد و مازاد تقاضا در بازار مسکن وجود دارد. نرخ ساخت‌وساز نیز با حدود ۷۰ هزار واحد سالیانه، توسط سرمایه‌گذاران اقدام خواهد شد و طی بازه ۵ ساله، به مقدار ۱۱۶ هزار واحد در سال، اقدام به سرمایه‌گذاری می‌شود که این افزایش، ناشی از افزایش تقاضای سرمایه‌ای می‌باشد. قابل ذکر است که مطابق بررسی داده‌های تاریخی، تعداد زیادی از موارد سرمایه‌گذاری، چه در بخش دولتی و چه در بخش خصوصی، به سرانجام نخواهد رسید که در مدل شبیه‌سازی در نظر گرفته شده است. بر همین اساس و با در نظر گرفتن واحدهای تخریب شده جهت نوسازی و خارج شدن برخی واحدها از سرویس به علت فرسوگی، اثرگذار در تقاضا بوده، و طی ۵ سال، در نهایت بیش از ۴۰۰ هزار واحد مسکونی به کل واحدهای ساختمانی شهر تهران افزوده خواهد شد.

با انجام شبیه‌سازی و لحاظ اثرات متغیرهای مؤثر در روند افزایش قیمت و تمایل به سرمایه‌گذاری در ساخت و ساز، مشخص شد که با توجه به افزایش قیمت واحدهای ساختمانی، اقدام به سرمایه‌گذاری در ساخت در شهر تهران، افزایش می‌یابد و در پی آن، این بازخورد باعث صعود و سپس تقاضای واقعی و افزایش تقاضای سرمایه‌ای می‌شود؛ اما با تداوم این روند، تقاضای واقعی کاهش پیدا می‌کند و به تبع آن، تقاضای سرمایه‌ای نیز کاهش پیدا خواهد کرد. همان‌طور که در سناریوی کاهش تقاضای سرمایه‌ای مشاهده شد، کاهش سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ساختمانی اتفاق خواهد افتاد و برابر اصل عرضه و تقاضا، کاهش عرضه باعث افزایش مجدد قیمت می‌شود.

نتایج تحقیق شیری و همکاران (۱۳۹۹) نیز نشان داد، تقاضای سرمایه‌ای مسکن در طول زمان، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود؛ اما با ایجاد تعادل در شاخصه‌های اقتصادی مطابق سناریوی کاهش تورم، هر چه تورم کاهش یابد، تعادل بهتری در عرضه و تقاضا ایجاد خواهد شد و همین‌طور تصمیمات و تمایلات سرمایه‌گذاری در پروژه‌های ساختمانی نیز با افزایش مناسب و با ریسک کمتر و سودآوری مناسب صورت می‌پذیرد. اطمینان به سودآوری مناسب در آینده سرمایه‌گذاری، ملاک اصلی تصمیم‌گیری در این حوزه می‌باشد که در این پژوهش، با ارائه مدل شبیه‌سازی حوزه سرمایه‌گذاری پروژه‌های ساختمانی، با در نظر گرفتن متغیرها و مؤلفه‌های اثرگذار در شرایط اقتصادی کشور، باعث دستیابی به تصمیمات آگاهانه‌تر نسبت به آینده سرمایه‌گذاری می‌شود.

تصمیم‌گیرندگان بر اساس گزارشات و نتایج استخراج شده از مدل شبیه‌سازی که بیانگر شرایط آتی حوزه سرمایه‌گذاری پروژه‌های ساختمانی است، به همراه مطالعه سناریوهای انجام شده، می‌توانند در صورت تغییرات در متغیرها تغییرات دیگر در سیستم را مشاهده و بررسی نموده و بر اساس

بررسی‌ها با نگرش سیستمی تصمیماتی کاملاً آگاهانه به دور از هر گونه معیار کیفی و اعمال سلیقه، اتخاذ کنند.

از قابلیت‌های مدل کلی این پژوهش، این است که حوزه مطالعاتی می‌تواند به صورت گسترده‌تر در نظر گرفته شود و مرز مدل را گسترش داده و متغیرهای دیگر را مانند سیاست‌های دولتی، شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی مختلف را در آن تأثیر داد. با گسترش مدل شبیه‌سازی و در صورت شناسایی معیارهای بیشتر، مدل این پژوهش، کارایی بیشتری خواهد داشت.

از جمله محدودیت‌های تحقیق، می‌توان به گستردگی بحث مورد نظر اشاره کرد که و اینکه جنبه‌های مختلف این تحقیق از جمله بازخوردهای دینامیک، ابزارهای مورد استفاده، شاخص‌های مورد استفاده، فرایندهای مورد استفاده و غیره، خود یک تحقیق کامل دیگر را می‌طلبد که محدودیت زمانی را برای محقق به وجود می‌آورد. محدودیت دیگر، محدودیت در توسعه مدل پویایی سیستم و دخیل کردن عوامل خارج از محدوده مدل مانند دخالت دولت، عوامل سیاسی، تحولات اجتماعی و اثر تحریم‌ها می‌باشد که در نظر گرفتن آنها برای توسعه مدل، به محققان پیشنهاد می‌گردد. همچنین توسعه مدل در سایر بازارها و بخش‌های سرمایه‌گذاری و دخیل کردن بازارهای موازی به محققان پیشنهاد می‌شود.

۷. نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری در همه جوامع به عنوان یکی از محرک‌های رشد و توسعه اقتصادی مطرح می‌باشد و نه تنها در حوزه خود، بلکه با اثرگذاری بر دیگر حوزه‌های اقتصادی و اجتماعی، توسعه چند جانبه را به همراه خواهد داشت و با توجه به ابعاد چندگانه و ماهیتی پویا و وابسته به زمان آن، با ابهامات متعدد همراه است. از این رو، ارزیابی معمولی آن، نمی‌تواند جنبه‌های مختلف فضای سرمایه‌گذاری را در طول زمان نشان دهد و در شرایط عدم ثبات شاخصه‌های اقتصادی، احتمالات مخاطرات مالی جبران ناپذیر در سرمایه‌گذاری از جمله در بخش ساختمان و مسکن نیز افزایش می‌یابد.

در این پژوهش، تحلیل حوزه سرمایه‌گذاری ساختمانی با استفاده از روش شبیه‌سازی پویایی سیستم ارائه شده است. یافته‌ها نشان داد، مدل ارائه شده به منظور ارزیابی پروژه‌های سرمایه‌گذاری در حوزه ساختمانی کاربرد داشته، و دامنه وسیعی از متغیرها را دربر گرفته است. نتایج، می‌تواند به عنوان یک سیستم پشتیبان از تصمیم، روند دستیابی به تصمیم برتر، برای انتخاب پروژه سرمایه‌گذاری مناسب را مورد حمایت قرار دهد.

تعارض منافع

موردی توسط نویسندگان گزارش نشده است.

مشارکت نویسندگان

مجید معتمدی (نویسنده اول) (۵۰ درصد) و محمدحسین درویش متولی (نویسنده دوم-نویسنده مسئول) (۵۰ درصد).

References

- Ahmady, S.V., Abbassi, E., & Mohseni, R. (2020). A review of the impact of monetary policy shocks and asset markets' behavior on affordability of urban housing prices in Iran. *Qjerp.*, 28(95), 271-305. [In Persian]
- Ahmadvand, A. M., Khodadadi Abyazani, H., & Mohammadiani, Z. (2014). An analysis of housing market in Tehran Province using system dynamics. *Industrial Management Journal*, 6(4), 665-683. [In Persian]
doi: 10.22059/imj.2014.52449.
- Atefi, Y., Minooei, F., & Dargahi, R. (2010). Housing affordability: A study of real estate market in Iran. In Proceedings of the 28th. *International Conference of System Dynamics Society*. [In Persian]
- Cooper, R.G., Edgett S.J., & Kleinschmidt, E.J. (1998). *Best Practices for Managing R&D Portfolios*. Research Technology Management, Jul-Aug, pp. 20-33.
- Che, J. (2005). Modeling Shanghai real estate market: Dynamic insight into the sustaining house price growth. It's online at:
<http://www.systemdynamics.org>.
- Cooper, R.G., Edgett, S.J., & Kleinschmidt, E.J. (2001). Portfolio management for new product development: results of an industry practices study. *R&D Manag*, 31 (4), 361-380.
- Dehgan Tezerjani, H., Ramazani khorshid doost, R. ., Khajezadeh Dezfoli, M. . (2021). Investigating Iran Housing Market Cycles and Possible Scenarios in Short-Term and Midterm Horizon Using the System Dynamics. *International Journal of Innovation in Engineering*, 1(1), 120–133.
- Daneshpour, S. A., & Hosseini, S. (2012). Place of physical factors in the reduction of housing prices, *Journal of Specialized of Architecture & Urbanism*, 5(9), 61-71. [In Persian]
- Farahzadi, M. (2019). Evaluation of housing and building indices in censuses from 1365 to 1395. *Iranian Journal of Official Statistics Studies*. 29(2), 151-163. [In Persian]
- Faizi, K., & moghadasi, A. (2005). Implications of decision support systems in decision making of managers. *Management Studies in Development and Evolution*, 12(45), 139-161. [In Persian]
- Farid Wand, E. (2017). Investment in urban projects. *Economic Journal (Bimonthly Review of Economic Issues and Policies)*, 18 (9-10), 133-147. <http://ejip.ir/article-1-1067-fa.html> [In Persian]
- Forrester, J. W. (1961). *Industrial Dynamics*. The MIT Press & John Wiley & Sons. Inc.
- GhafelehBashi, H. (2009). System dynamics model of housing market. *Thesis: University of Science and Technology*. Tehran. [In Persian]
- Gholizadeh, A., & Samadipoour S. (2024). Behavioral and non-behavioral factors affecting housing prices and inflation in Iran. *QJER*, 24(3) :123-145. [In Persian]

- Hu, Y. (2003). Study of system dynamics for urban housing development in Hong Kong. *Dissertation*. The Hong Kong Polytechnic University. Hong Kong.
- Hwang, S., Park, M., Lee, H.-S., Lee, S., & Kim, H. (2013). Dynamic feasibility analysis of the housing supply strategies in a recession: Korean housing market. *Journal of Construction Engineering and Management*, 139(2): 148-160.
- Ho, Y. F., Wang, H. L., & Liu, C. C. (2010). Dynamics model of housing market surveillance system for Taichung city. In Proceeding of the 28th. *International Conference of the System Dynamics Society*, Korean System Dynamics Society, Seoul, Korea, ISBN: 978-1.
- HasanGoodarzi, S., & Armanmehr, M. (2019). Market analysis and forecasting of housing prices in Tehran. *Journal of Iranian Economic Issues*, 5(2), 79-103. [In Persian]
- Izadkhasti, H., Arabmazar, A., & Ahmadi, K. (2019). Analysis the Effects of Macroeconomic Factors on the Housing Accessibility Index in Urban Areas of Iran: Emphasizing the Role of Government. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 8(29), 41-71. doi: 10.22084/aes.2019.17744.2761. [In Persian]
- Karimi, S. (2018). Developing a fuzzy Topsis decision-making model to select the optimal place to buy real estate in Tehran from an investor's point of view. *Journal of Engineering & Construction Management*, 2(4), 43-53. [In Persian]
- Li, X. (2022). Evolutionary game analysis of green building development dynamic system under government regulation: From the perspective of the contractor. *Mathematical Problems in Engineering*, Vol. 2022 .
- Meredith, J.R., & Mantel Jr., S.J. (2008). *Project Management: A Managerial Approach*. 7th. edition. John Wiley & Sons, Inc., EUA.
- Mousavi, M.H. & Doroodian, H. (2016). Analyzing the determinants of housing prices in Tehran city. *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 9(31), 103-127. [In Persian]
- Mohammadi, M. M. Mohammad Alipour, N. & Alirezaei, A. (2024). Providing an optimal model of the impact of contractors' claims in three-factor construction projects with a system dynamics approach. *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications*, 15(5), 261-276.
- Mousavi, M.H. Drodian, H. (2014). Analysis of factors affecting housing prices in Tehran. *Quarterly Journal of Economic Modeling*. 9(31), 103-127. [In Persian]
- Mohammadi Bulblan Abad, S., & Iranmanesh, M. (2008). Project portfolio selection and management using the fuzzy hierarchical analysis process. *Journal of Industrial Management*, 4th. 7. [In Persian]
- Mahmoudi, S. M. (1402), *Amaiesh Sarzameen*, Tehran University Press.
- Naji Maidani, A.A., Fallahi, M.A., & Zabihi, M. (1389). Investigating the dynamic impact of macroeconomic factors on housing price fluctuations in Iran (1369 to 1386). *Journal of Knowledge and Development*. 17(31), 158-184. [In Persian]

- Nikoakbal, A. A., Gandali Alikhani, N., & Naderi, I. (2013). Evaluation of static and dynamic artificial neural network models in stock price forecasting. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 7, 2 (22), 77-91. [In Persian]
- Parang, S., Dehghan Shabani, Z., Hadian, E., & Asgary A. (2024). Tax on vacant houses and housing price bubble in Shiraz. *QJER*, 24(4) :271-300. [In Persian]
- Rahimi, M. Nazarian, A. (1387). Effective factors in the management and construction of urban housing. *Territory*, 5(1(17)), 27-44. [In Persian]
- Soltani, Gh. (1383). Determining the rate of return on investment in the agricultural sector. *Agricultural Economics and Development*. 12, 45. [In Persian]
- Shakouri Asl, S., & Rafieian, M. (2016). Application of spatial decision support systems in urban planning. *Hoviat Shahr*, 9(24), 35-42. [In Persian]
- Shabanpoor, Z., Shokrgozar, A., jafarit & Mehrabi, M. (2019). Factors Affecting the Prices of Housing: A Case Study of Rasht. *Quarterly Journal of Environmental-based Territorial Planning*, 12(46): 63-82.
- Skartveit, H. L., Goodnow, K., & Viste, M. (2007). Visualized system dynamics models as information and planning tools. In *Informing Science+ IT Education Conference Proceedings*, 1113-1128.
- Shakuri asl, Sh., & Rafiyan, M. (2014). Application of spatial decision support systems in urban planning. *Hoviat Shahr*. 9(24), 35-42. [In Persian]
- Shabanpur, Z., Shokr Gozar, A., & Jafari Mehrabadi, M. (2018). Investigating factors affecting housing prices (Case study: Rasht city). *Quarterly Journal of Environmental-based Territorial Planning*. 12(46), 63-82. [In Persian]
- Shiri, B. Tabatabai, S. A., & Gorjizadeh, D. (2019). Modeling the pricing of residential apartments in Tehran using a dynamic system. *Scientific Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 4(15), 120-142. [In Persian]
- Timuri, I., & Mazrae Farahani, M. (2014). An introduction to economic and social systems modeling, Tehran: Iran University of Science and Technology. [In Persian]
- Tupenaite, L. Kanapeckiene, L., & Naimaviciene, J. (2017). Determinants of Housing Market Fluctuations: Case study of Lithuania. *Procedia Engineering*, 172, 1169-1175.
- Wang, Y., & Jiang, Y. (2016). An empirical analysis of factors affecting the housing price in Shanghai. *Asian Journal of Economic Modelling*, 4(2), 104-111.
- Yousefi Roodsari, S. (2022). Using System Dynamics for Simulation and Optimization of an Investment Decision System Under Uncertainty. *Process Integration and Optimization for Sustainability*, 6, 367-381.

Designing a Dynamic Model for Evaluating Construction Investment Projects A System Dynamics Approach

Majid Motamedi
Mohammad Hossein Darvish Motevalliz

Received: 2024/4/6

Accepted: 2024/5/12

Aim and Introduction

The construction sector is one of the macroeconomic sectors that attracts a large amount of the country's liquidity every year. Investment in this sector is of paramount importance. Not taking into account the conditions of the investment field, possible events and influencing factors, actions and reactions of the market and society, when choosing construction projects, causes investors to have problems in reaching their goals. System dynamics is one of the most effective tools that provides the possibility to recognize and understand the laws governing the change processes of complex systems. Researches show that in Iran, especially in Tehran, the building and above all the housing as an economic commodity has characteristics that distinguish it from other commodities and complicate the analysis of supply and demand and market slow down. Therefore, the decision to invest in the construction sector can be considered a dynamic decision that various and different factors and variables are effective in this process. In this research, the dynamic simulation methodology of the system of investment in construction projects in Tehran has been analyzed and investigated which can be used as a support system for model-based decision.

Methodology

In terms of purpose, this research is exploratory and can be considered among applied research. The statistical population of the research includes experts who work in the field of building investment. To collect information, the library method and documents of investment companies in the field of construction have been used. The basic analytical method in this research is simulation using system dynamics methodology. Vansim software was used to model system dynamics.

Findings

The increase in real housing prices over the past years has been compared with the output of the simulation model. The results showed that these two values behave similar to each other. The error value of the model in the predicted value and the actual value is very small on average, which indicates the high accuracy of the model in predicting the behavior of the reference. The results of the simulation in the case where the population variable is unchanged and the birth and death rates are zero showed that after some time, the real demand will be zero

1. Assistant Professor, Department of Industrial Management, Nowshahr Branch, Islamic Azad University, Nowshahr, Iran. E-mail: Moatamedi.m@gmail.com

2. Assistant Professor, Department of Industrial Management, West Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: mhd.darvish@gmail.com

and the number of available houses will reach a constant value, and the limit behavior of the model is as expected. The simulation results showed that in the case where the land price variable is very high, after some time, the real demand will be zero and the number of available houses will reach a constant value, and the limit behavior of the model is as expected. Therefore, since there is no demand, no houses will be built as a result. Based on the results of the simulation, the most important effects on investment tendencies in construction projects are based on price and profitability variables. With an increase in price, investment in construction increases, but on the other hand, an increase in price will result into increased capital demand. By reducing the capital demand to 5%, the price will decrease to a small amount and the investment in the construction projects will be significantly reduced. The reason for not reducing the price properly is the current inflation, which affects the price of land and other influencing factors. Based on this, the inflation reduction scenario was investigated. With a 15% decrease in inflation, we have seen a relatively significant price decrease and the investment rate has decreased very little. Therefore, the most important component in investment tendencies is the inflation rate and economic stability, the appropriate inflation rate causes a balanced process of price increase and balanced demand, and for this reason, investment is made with less risk, demand and proper profitability.

Discussion and Conclusion

In this research, various aspects of investment in construction projects have been studied with an analytical and multifaceted view. The simulation results showed that the price of building units and the price of land or old property will reach more than double the current value during the 5-year period of simulation. The annual real demand rate increases with a gentle slope from about 105 thousand cases to more than 117 thousand cases and then decreases to less than 84 thousand cases. The construction rate will be about 70 thousand units per year by the investors, and 116 thousand units per year will be invested during the 5-year period, which is due to the increase in capital demand. Based on this and taking into consideration the units demolished for renovation and some units removed from the service due to the exhaustion of the effector in demand and available within 5 years, in the end more than 400 thousand residential units will be added to the total construction units of the city. Based on the results and reports extracted from the simulation model, which shows the future conditions of the investment field of construction projects, along with the study of the performed scenarios, the decision makers can observe and check other changes in the system in case of changes in the variables. Eventually, fully informed decisions are recommended to be made based on investigations with a systemic approach.

Keywords: Investment, Construction Project, Simulation, Dynamic System

JEL Classification: C13, F21, D24, E23

Contents	Page
■ Multiple Effects of Energy Substitution, Technology Development and Growth Rate in Agricultural Sector Fatemeh Taei Samiromi (M.A.) and Sadegh Khalilian (Ph.D.)	1
■ Carbon Tax and the Industrial Sector in Developed and Developing Countries A Dynamic General Equilibrium Model Kolsum Afshoun (M.A.), Mehdi Nejati (Ph.D.), AbdulMajid Jalaie and zeinolabedin sadeghi (Ph.D.)	31
■ Good Governance and Seigniorage in a Selected OPEC Countries and Iran Ali Rashid shamkhal (M.A.), Kambiz Paykarjou (Ph.D.) and Baytollah Akbari moghadam (Ph.D.)	63
■ Macroeconomic Variables, Exchange Rate and Comparing the Methods of Bilateral Differences and Individual Variables Amirreza Souri (Ph.D) and Fatemeh Panahi (M.A.).....	91
■ Globalization, Export Diversification and Environmental Effects in Persian Gulf Countries A Spatial Panel Approach Hadi Khairollahi Zaki (M.A.) and Kamal sadeghi (Ph.D.).....	113
■ Oil, Metal, and Agricultural Raw Material Prices in Global Markets and the Iranian Economy A GVAR Model Simin Akbari (Ph.D.), Seyed aziz Arman (Ph.D.) and A. Majid Ahangri (Ph.D.).....	139
■ Assessing Farmers' Preferences in using Water Resources in Varamin Plain, Iran A Discrete Choice Experiment Technique Mohsen Mehrara (Ph.D.) and Hojatolah Shayeganfard (Ph.D.).....	159
■ Fiscal Sustainability in Iran A Markov-Switching Fiscal Regime Change and Time-Varying Parameter Models Approach Hossein Aghilifar (M.A.), Khosrow Piraei (Ph.D.), Hashem Zare (Ph.D.) and Mehrzad Ebrahimi (M.A.).....	183
■ Varieties of Democracy and Economic Complexity in Developing and Developed Countries; A Comparative Study Hoda Zobeiri (Ph.D.), and Maryam Ehsani (M.A.)	209
■ Threshold and Asymmetric Effects of Foreign Direct Investment on Inclusive Growth in Shanghai Cooperation Member Countries Sayede Marzieh Hosseini (M.A.) and Monireh Rafat (Ph.D.).....	245
■ Marginal Efficiency of Investment Shocks and Consumption Puzzle A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model Mousa Maghsoudi (M.A.), Mansour Zarra Nezhad (Ph.D.) and Masoud Khodapanah (Ph.D.)	267
■ Designing a Dynamic Model for Evaluating Construction Investment Projects A System Dynamics Approach Majid Motamedi (Ph.D.) and Mohammad Hossein Darvish Motevalli (Ph.D.)	291

In the name of Allah

**Quarterly Journal of
The Economic Research (Sustainable Growth and Development)**

Publisher:	The Economic Research Institute (ERI) Tarbiat Modares University.
Editor in Chief:	Majid Sameti , Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Editorial Board Members:	Majid Ahmadian , Professor of Energy Economics, University of Tehran, Tehran, Iran Hossein Asgharpour , Professor of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran Abbas Assari Arani , Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Yadoallah Dadgar , Professor of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran Morteza Ezzati , Associate Professor of Economics, Research Institute of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Abdolmajid Jalaiee , Professor of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran Saeid Rasekhi , Professor of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran Srdjan Redzepagic , Professor of Economics, University Côte d'Azur (University Nice Sophia Antipolis) Nice, France Hossein Sadeghi , Associate Professor of Energy Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Mostafa Salimifar , Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran Majid Sameti , Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran Mansour Zaranejad , Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran Kazem Yavari , Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
Associate Editors:	Ali Mohammad Ahmadi , Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Lotfali Agheli , Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Morteza Ezzati , Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Amir Hossein Mozayani , Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Manager in charge:	Parastoo Mohammadi , Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Editorial Coordinator:	Maryam Talebi
Address:	The Economic Research Institute, Tarbiat Modares University P.O. Code : 1411713116, Tehran, Iran Tel: + 98 21 82883907, Fax: +98 21 82883923 Website : Ecor.modares.ac.ir



pISSN: 1735-6768

eISSN: 2980-7832



Quarterly Journal Of

The Economic Research

(Sustainable Growth and Development)

Vol. 25, No. 1, Spring, 2025

Multiple Effects of Energy Substitution, Technology Development and Growth Rate in Agricultural Sector
Fatemeh Taei Samiromi (M.A.) and Sadeq Khalilian (Ph.D.) 1-30

Carbon Tax and the Industrial Sector in Developed and Developing Countries A Dynamic General Equilibrium Model
Kolsoum Afshoun (M.A.), Mehdi Nejati (Ph.D.), AbdulMajid Jalaie and zeinolabedin sadeghi (Ph.D.)...31-61

Good Governance and Seigniorage in a Selected OPEC Countries and Iran
Ali Rashid shamkhal (M.A.), Kambiz Paykarjou (Ph.D.) and Baytollah Akbari moghadam (Ph.D.)63-89

Macroeconomic Variables, Exchange Rate and Comparing the Methods of Bilateral Differences and Individual Variables
Amirreza Souri (Ph.D) and Fatemeh Panahi (M.A.)..... 91-112

Globalization, Export Diversification and Environmental Effects in Persian Gulf Countries A Spatial Panel Approach
Hadi Khairolah Zaki (M.A.) and Kamal sadeghi (Ph.D.)113-138

Oil, Metal, and Agricultural Raw Material Prices in Global Markets and the Iranian Economy A GVAR Model
Simin Akbari (Ph.D.), Seyed aziz Arman (Ph.D.) and A. Majid Ahangri (Ph.D.)139-158

Assessing Farmers' Prefrences in using Water Resources in Varamin Plain, Iran A Discrete Choice Experiment Technique
Mohsen Mehrara (Ph.D.) and Hojatolah Shayeganfard (Ph.D.)159-181

Fiscal Sustainability in Iran A Markov-Switching Fiscal Regime Change and Time-Varying Parameter Models Approach
Hossein Aghilifar (M.A.), Khosrow Piraei (Ph.D.), Hashem Zare (Ph.D.) and Mehrzad Ebrahimi (M.A.).....183-208

Varieties of Democracy and Economic Complexity in Developing and Developed Countries; A Comparative Study
Hoda Zobeiri (Ph.D.), and Maryam Ehsani (M.A.) 209-243

Threshold and Asymmetric Effects of Foreign Direct Investment on Inclusive Growth in Shanghai Cooperation Member Countries
Sayedeh Marzieh Hosseini (M.A.) and Monireh Rafat (Ph.D.).....245-266

Marginal Efficiency of Investment Shocks and Consumption Puzzle A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model
Mousa Maghsoudi (M.A.), Mansour Zarra Nezhad (Ph.D.) and Masoud Khodapanah (Ph.D.).....267-290

Designing a Dynamic Model for Evaluating Construction Investment Projects A System Dynamics Approach
Majid Motamedi (Ph.D.) and Mohammad Hossein Darvish Motevalli (Ph.D.).....291-318