پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه تربیت مدرس

فصلنامه علمی
پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
سال بیست و سوم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۴۰۲

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

بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر بر آلودگی های زیست محیطی در کشورهای در حال توسعه
نجمه محمدی، بهرام سحابی، حسن حیدری و حسین صادقی سقدل.....۱-۲۴

محدودیت‌های نهادی و تأثیر آن در صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه
بهنام نعمتی، فرزاد کریمی و سعید دائی کریم زاده.....۲۵-۴۷

تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر مؤلفه‌های بازار کار
میرحسین موسوی، موسی خوشکلام خسروشاهی و سمیرا ترکاشوند.....۴۹-۷۰

نقش متنوع سازی شرکای تجاری در میزان اثربخشی نوسانات اقتصادی بین المللی در اقتصاد ایران
جعفر مختاری شیره جینی، ابراهیم هادیان، علی حسین صمدی و احمد صدرایی جواهری.....۷۱-۱۰۷

تبیین رابطه غیرخطی بین خلق پول و حاکمیت قانون با رویکرد آستانه‌ای (PSTR)
عباس مطهری نژاد و زهرا نصراللهی.....۱۰۹-۱۳۲

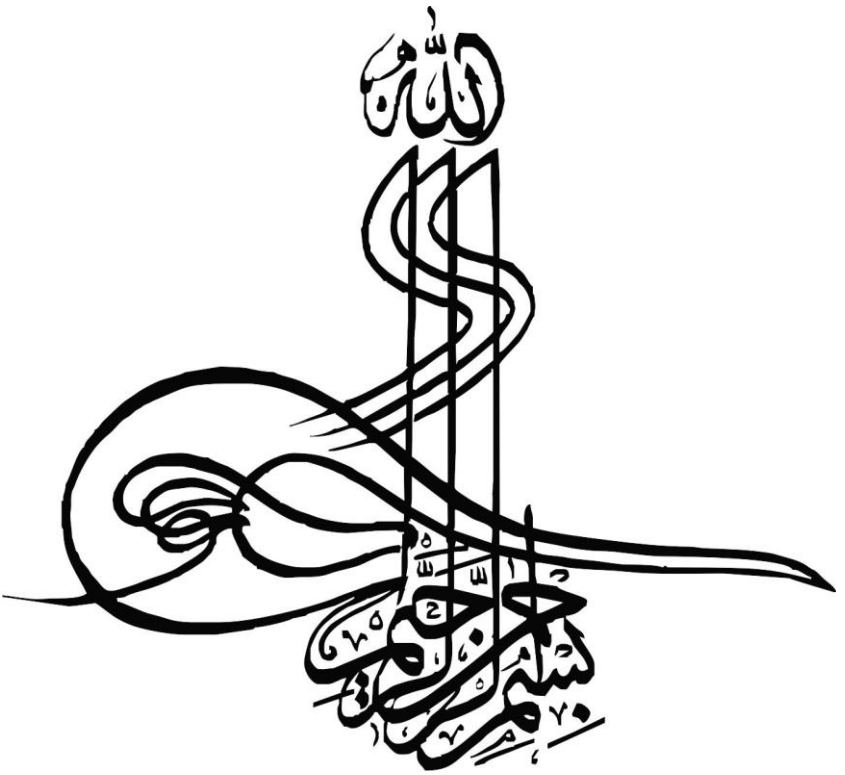
ارزیابی سرریز تلاطم ناشی از اپیدمی کووید ۱۹ بر بازده سهام ایران و چند کشور منتخب
نوشین باقری زمانی، هوشنگ شجری، مرتضی سامتی و زهرا زمانی.....۱۳۳-۱۵۴

بررسی اثرات مخارج سلامت عمومی بر متغیرهای کلان اقتصاد در شرایط شیوع یک بیماری همه‌گیر: کاربردی از الگوی کینزی جدید
علی کشاورزی، حمیدرضا حری و شکوه محمودی.....۱۵۵-۱۸۷

ظرفیت سنجی تشکیل سرمایه بخشی در استان اصفهان براساس مدل داده ستانده پویای بین منطقه‌ای
مریم امینی، نعمت‌الله اکبری، رزیتا مؤیدفر و فاطمه بزازان.....۱۸۹-۲۱۴

هدفمندسازی در شرایط اطلاعات ناقص و محدودیت بودجه: مطالعه موردی خانوارهای روستایی ایران
باقر درویشی.....۲۱۵-۲۴۶

تأثیر تجارت خارجی بر تغییرات بهره‌وری نیروی کار در ایران: یک تحلیل داده-ستانده
محسن لطیفی و نورالدین شریفی.....۲۴۷-۲۶۹


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

فصلنامه پژوهشـــهای اقتصـــادی (رشد و توسعه پایدار)

فصلنامه علمی ـ پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و سوم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۴۰۲

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

مدیر مسوول: دکتر پرستو محمدی

سردبیر: دکتر مجید صامتی

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

مدیر داخلی: محمد نوروزی

کارشناس فصلنامه: مریم طالبی

هیأت تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر حسین اصغرپور
(استاد دانشگاه تبریز)

دکتر حسین صادقی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر مجید احمدیان
(استاد دانشگاه تهران)

دکتر مجید صامتی
(استاد دانشگاه اصفهان)

دکتر عبدالمجید جلایی
(استاد دانشگاه شهید باهنر)

دکتر عباس عصاری آرانی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر یداله دادگر
(استاد دانشگاه شهید بهشتی)

دکتر مرتضی عزتی
(دانشیار دانشگاه تربیت مدرس)

دکتر سعید راسخی
(استاد دانشگاه مازندران)

دکتر مصطفی عمادزاده
(استاد دانشگاه اصفهان)

دکتر منصور زراءنژاد
(استاد دانشگاه شهید چمران)

دکتر کاظم یاوری
(استاد دانشگاه یزد)

دکتر مصطفی سلیمی‌فر
(استاد دانشگاه فردوسی مشهد)

Dr Srdjan Redzepagic
(Full Professor of Economics)

ویراستار فارسی: سید محمدحسن مصطفوی

ویراستار انگلیسی: دکتر لطفعلی عاقلی

صفحه آرایی: مرضیه ارغوانی و مریم طالبی

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

این فصلنامه هم اکنون در پایگاههای زیر نمایه می گردد:

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

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

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

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

راهنمای تنظیم و ارسال مقالات

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

سایر نکات

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

فصلنامه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس
سال بیست و سوم ـ شماره چهارم ـ زمستان ۱۴۰۲

فهرست مطالب

عنوان **صفحه**

بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر برآلودگی های زیست محیطی در کشورهای در حال توسعه
نجمه محمدی، بهرام سحابی، حسن حیدری و حسین صادقی سقدل..... ۱

محدودیت‌های نهادی و تأثیر آن در صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه
بهنام نعمتی، فرزاد کریمی و سعید دائی کریم زاده..... ۲۵

تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر مؤلفه‌های بازار کار
میرحسین موسوی، موسی خوشکلام خسروشاهی و سمیرا ترکاشوند..... ۴۹

نقش متنوع سازی شرکای تجاری در میزان اثربخشی نوسانات اقتصادی بین المللی در اقتصاد ایران
جعفر مختاری شیره جینی، ابراهیم هادیان، علی حسین صمدی و احمد صدرایی جواهری..... ۷۱

تبیین رابطه غیرخطی بین خلق پول و حاکمیت قانون با رویکرد آستانه‌ای (PSTR)
عباس مطهری نژاد و زهرا نصراللهی..... ۱۰۹

ارزیابی سرریز تلاطم ناشی از اپیدمی کووید ۱۹ بر بازده سهام ایران و چند کشور منتخب
نوشین باقری زمانی، هوشنگ شجری، مرتضی سامتی و زهرا زمانی..... ۱۳۳

بررسی اثرات مخارج سلامت عمومی بر متغیرهای کلان اقتصاد در شرایط شیوع یک بیماری همه‌گیر: کاربردی از الگوی کینزی جدید
علی کشاورزی، حمیدرضا حرّی و شکوه محمودی..... ۱۵۵

ظرفیت سنجی تشکیل سرمایه بخشی در استان اصفهان براساس مدل داده ستانده پویای بین منطقه‌ای
مریم امینی، نعمت‌الله اکبری، رزیتا مؤیدفر و فاطمه بزازان..... ۱۸۹

هدفمندسازی در شرایط اطلاعات ناقص و محدودیت بودجه: مطالعه موردی خانوارهای روستایی ایران
باقر درویشی..... ۲۱۵

تأثیر تجارت خارجی بر تغییرات بهره‌وری نیروی کار در ایران: یک تحلیل داده-ستانده
محسن لطیفی و نورالدین شریفی..... ۲۴۷

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۲۴-۱

بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر برآلودگی های زیست محیطی در کشورهای در حال توسعه

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

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۹/۱۴ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۹/۳۰**

چکیده

با توجه به تهدیدهای فزاینده تغییرات آب و هوایی، نوآوری های فناورانه و کاهش آلودگی، به نیروهایی برای رشد اقتصادی بالاتر و محیط زیست بهتر تبدیل شده‌اند. در این پژوهش به بررسی اثرات پیچیدگی اقتصادی به عنوان شاخص تولید پیشرفته مبتنی بر دانش و مصرف انرژی تجدیدپذیر و همچنین اثرات متقابل آنها بر آلودگی محیط زیست در کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ با استفاده از روش GMM پرداخته شده است. نتایج به دست آمده نشان می دهد که شاخص پیچیدگی اقتصادی، تأثیر منفی و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن در کشورهای در حال توسعه دارد. متغیرهایی مانند باز بودن تجارت و شدت انرژی، باعث افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شوند و فرضیه منحنی کوزنتس برای کشورهای در حال توسعه تأیید، و همچنین پیچیدگی اقتصادی در این کشورها، به حرکت رو به بالا در منحنی کوزنتس منجر می‌گردد. مصرف انرژی تجدیدپذیر، تأثیر معنادار بر کاهش انتشار دی اکسید کربن دارد و همچنین در سطوح بالاتر پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی تجدیدپذیر باعث کاهش بیشتری در انتشار دی اکسید کربن می شود و از این رو باید کشورهای در حال توسعه سهم انرژی های تجدیدپذیر را با استفاده از فرایندهای نوآوری در بخش انرژی به طور قابل توجهی افزایش دهند که این امر سبب کاهش آلودگی های زیست محیطی در این کشورها می شود.

واژگان کلیدی:. پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، انتشار دی اکسید کربن، آلودگی زیست محیطی، کشورهای در حال توسعه
طبقه بندی JEL: O13, Q56, Q54, O31

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران n.mohammadi@modares.ac.ir
۲. دانشیار، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسؤول) sahabi_b@modares.ac.ir
۳. استادیار، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران hassan.heydari@modares.ac.ir
۴. دانشیار، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران sadeghih@modares.ac.ir

۱. مقدمه

در طول ربع قرن گذشته، حفاظت از محیط زیست و کاهش آلودگی زیست محیطی مورد توجه محققان و اقتصاددانان قرار گرفته است. تقاضا برای منابع طبیعی، اکوسیستم را تحت فشار قرار می دهد و باعث ایجاد مشکلات محیط زیستی بسیاری می شود که تنها محدود به از دست دادن تنوع زیستی، تغییرات آب و هوا، تخریب خاک و آلودگی نخواهد بود (رودولف و همکاران ۲۰۱۷).[۱]

میان اکوسیستم و اقتصاد، رابطه مستقیمی وجود دارد. استخراج و مصرف بیش از حد منابع طبیعی و افزایش انتشار زباله و آلودگی، اقتصاد ملی را تهدید می کند. انتشار دی اکسید کربن باعث مشکلات مهم محیط زیستی مانند از دست دادن تنوع زیستی، گرم شدن کره زمین و تغییرات آب و هوایی می شود (پاتا ۲۰۲۰)[۲]. پایداری اقتصادی در دو دهه اخیر به یک اولویت جهانی تبدیل شده است و این پدیده به ایجاد کنوانسیون چهارچوب سازمان ملل متحد در مورد تغییر آب و هوا در سال ۱۹۹۲، پروتکل کیوتو در سال ۱۹۹۷ و توافقنامه پاریس در سال ۲۰۱۵ برای مبارزه با گرمایش جهانی از طریق محدود کردن انتشار گازهای گلخانه ای منجر شده است (کیانی ۲۰۲۰)[۳]. با وجود تمام تلاش ها، انتشار دی اکسید کربن در سراسر جهان همچنان در حال افزایش است.

در حالی که تئوری رشد اقتصادی درونزا بر اهمیت سرمایه‌گذاری‌های تحقیق و توسعه (R&D) در بهبود کارآیی منابع تأکید می‌کنند، در نتایج تحقیقات تجربی در مورد چنین اثراتی، هیچ اتفاق نظری وجود ندارد (خضری و همکاران ۲۰۲۲)[۴]. به گفته برخی از محققان، نوآوری های تکنولوژیکی می تواند به کاهش انتشار CO_2 و بهبود کیفیت محیط زیست منجر شود (آووری، ۲۰۱۹)[۵].

پیچیدگی اقتصادی شاخصی است که در سال های اخیر مطرح شده و بیانگر استفاده از فناوری های پیشرفته و نوآوری در فرایند تولید است که با کاربردی کردن دانش و فناوری در ترکیب محصولات تولیدی از طریق ایجاد ساختار مولد، افزایش بهره وری و تنوع محصولات تولیدی، به افزایش رشد و شکوفایی اقتصادی منجر می‌شود (زبیری و موتنمی، ۱۳۹۹). بنابراین، سیاستگذاران باید نقش پیچیدگی اقتصادی را در فراهم کردن رشد پایدار اقتصادی در نظر بگیرند (گوزگور و همکاران ۲۰۱۸)[۶]. تغییر ساختاری و تولید محصولات پیچیده در حضور پیشرفت های تکنولوژیکی با تغییرات قابل توجهی در کیفیت محیط همراه است (دوغان، ۲۰۲۰)[۷].

فناوری فرصتی را برای اقتصاد فراهم می‌کند تا از منابع آلوده کننده پرمصرف به منابع تجدید پذیر برای تأمین نیازهای انرژی حرکت کند. افزایش پیچیدگی اقتصادی به معنی استفاده بیشتر از فناوری

1. Rudolph *et al*. (2017).
2. Pata (2020).
3. Kayani (2020).
4. Khezri *et al*. (2022).
5. Awaworyi (2019).
6. Gozgor *et al*. (2018).
7. Doğan (2020).

و نوآوری در تولیدات بوده و ممکن است باعث گسترش محصولات فناورانه مؤثر مانند انرژی های تجدیدپذیر شود (ناگو و همکاران ۲۰۱۹)[1].

در چند دهه گذشته، سهم انرژی های تجدیدپذیر به دلیل طیف وسیعی از عوامل مانند مقررات دولت برای ترویج استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، کاهش هزینه نصب انرژی‌های تجدیدپذیر و افزایش ظرفیت تولید، نوسانات قیمت نفت، اثرات مثبت انرژی‌های تجدیدپذیر در کاهش انتشار کربن و فرایندهای نوآوری در بخش انرژی افزایش یافته است (آلوارز و همکاران، ۲۰۱۷)[2]. فناوری‌های انرژی تجدیدپذیر امیدوارکننده هستند، اما در مورد نقش آن به عنوان یک عامل محدود کننده در کاهش آلودگی محیط زیست بخصوص در کشورهای در حال توسعه، اطلاعات بسیار کمی وجود دارد و از این رو در این پژوهش، به بررسی اثرات مصرف انرژی تجدیدپذیر و پیچیدگی اقتصادی و نیز اثرات متقابل آنها بر آلودگی محیط زیست در کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ با استفاده از روش GMM[3] پرداخته شده و همچنین چندین نوآوری جدید در این مطالعه صورت گرفته است:

۱. مطالعه حاضر پیشگام بررسی پیچیدگی اقتصادی به عنوان شاخص تحول ساختار اقتصادی و ارائه یافته‌های نوآورانه در مورد تأثیر آن بر اثرات زیست محیطی در کشورهای در حال توسعه است. بر خلاف سایر مطالعات که تأکید بر کشورهای پیشرفته کرده‌اند، در این مطالعه، کشورهای در حال توسعه انتخاب شده‌اند.

۲. برای پر کردن شکاف‌ها در ادبیات تجربی و رسیدن به اجماع در مورد تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 در کشورهای در حال توسعه، پیامدهای ساختار اقتصادی کشورها بر چنین تأثیری مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نقش پیچیدگی اقتصادی در توسعه انرژی تجدیدپذیر و اثرات سرریز آن بر چگونگی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 مورد مطالعه قرار گرفته است.

۳. اثرات سرریز شاخص پیچیدگی اقتصادی بر کارآیی انرژی و الگوی توسعه EKC برای این کشورها برآورد شده است.

۴. نوآوری دیگر پژوهش، استفاده از روش GMM که در مطالعات قبلی استفاده نشده است. این روش از جمله روش های مناسب جهت حل یا کاهش مشکل درونزا بودن متغیرها می‌باشد. به کار بردن روش GMM مزیت هایی همانند حذف تورش های رگرسیون های مقطعی و لحاظ نمودن ناهمسانی فردی دارد که باعث می‌شود تخمین ها دقیق تر و کاراتر باشند (وربیک، ۲۰۱۲)[4].

۲. مبانی نظری

۲-۱. منحنی کوزنتس زیست محیطی (EKC)[5]

در ابتدا کوزنتس در سال ۱۹۵۵، رابطه بین درآمد و رشد اقتصادی را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد و منحنی U وارونه برای ارتباط بین دو متغیر رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را به دست آورد. بعد از

1. Neagu *et al*. (2019).
2. Alvarez *et al*. (2017).
3. Generalized Method of Moments
4. Verbeek (2012).
5. Environmental Kuznets Curve

آن و با استفاده از ایده منحنی کوزنتس، اقتصاددانان زیادی تلاش کردند تا ارتباط بین رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست را بررسی کنند. مفهوم منحنی کوزنتس زیست محیطی در ابتدا توسط گروسمن و کروگر در سال ۱۹۹۱ عنوان شد. با این وجود، مفهوم منحنی زیست محیطی کوزنتس با گزارش بانک جهانی در سال ۱۹۹۲ رایج و متداول گردید. در بخشی از این گزارش چنین استدلال شده است: «این دیدگاه که فعالیت اقتصادی بیشتر، به طور اجتناب ناپذیری به محیط زیست آسیب می رساند با فرض ثابت ماندن تکنولوژی، سلایق و سرمایه‌گذاری‌های زیست محیطی برقرار است و همچنین عنوان می‌کند زمانی که درآمد افزایش می‌یابد، تقاضای بهبود کیفیت محیط زیست و منابع در دسترس برای سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد (استرن، ۲۰۰۴)[1].

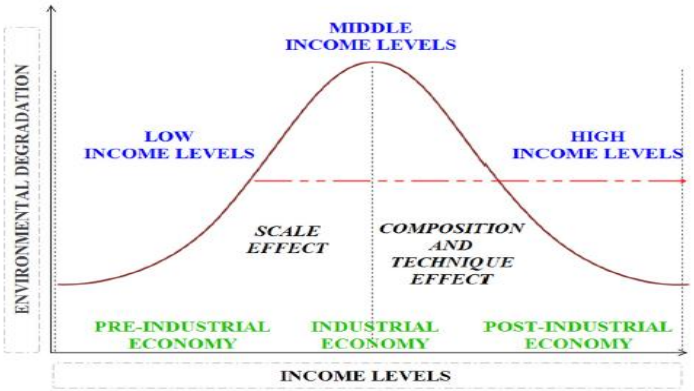
به عبارت دیگر می‌توان گفت، بر اساس فرضیه منحنی EKC، ارتباطی به شکل U معکوس بین سطح درآمد کشورها و آلودگی زیست محیطی وجود دارد. این منحنی، یک رابطه فرضی بین تعیین کننده‌های متعددی از آلودگی محیط زیست و درآمد سرانه است. بر این اساس در مراحل اولیه رشد و توسعه اقتصادی، آلودگی زیست محیطی و آسیب‌های وارده به آن افزایش می‌یابد اما با افزایش رشد اقتصادی و در سطوح بالاتر درآمد سرانه، این رابطه کاملاً تغییر جهت می‌دهد؛ ارتباط U وارونه در منحنی کوزنتس در نمودار ۱، ترسیم شده است.

شکل منحنی کوزنتس به این عوامل وابسته است: ۱- کشش درآمدی و کیفیت محیط زیست؛ ۲- تجارت بین الملل، ۳- اثر مقیاس[2]، اثر ترکیبی[3] و اثر تکنولوژی[4] (ساروکودی و همکاران، ۲۰۱۹)[5] مردم فقیر تقاضای کمی برای محیط زیست با کیفیت دارند و با افزایش درآمد و ثروتمند شدن جامعه، تقاضا برای کالاهای دوستدار محیط زیست افزایش می‌یابد. مصرف کنندگان با درآمد بیشتر , نه تنها تمایل به پرداخت بیشتر برای محصولات سبز دارند بلکه فشارهای اجتماعی برای ایجاد قوانین حفاظتی از محیط زیست نیز افزایش پیدا خواهد کرد، چنانچه در موارد زیادی، کاهش آلودگی محیط زیست ناشی از اصلاحات در سطح منطقه و یا کشوری در قالب قوانین زیست محیطی و ارائه مشوق‌های کاهش آلایندگی خواهد بود. بنابراین می‌توان گفت که کشش درآمدی تقاضای کیفیت محیط زیست، بزرگ تر از یک خواهد بود و کیفیت محیط زیست به عنوان یک کالای لوکس در نظر گرفته خواهد شد (دیندا، ۲۰۰۴)[6].

سیاست تجاری یکی از عوامل مهمی است که فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس را شرح می‌دهد. آزادسازی تجاری سبب می‌شود کشورها در بخش‌هایی که دارای مزیت رقابتی هستند، تخصص یابند. اگر بخشی مزیت رقابتی به علت وجود مقررات زیست محیطی ضعف داشته باشد، اثر آزادسازی تجارت تأثیر منفی بر محیط زیست دارد (گروسمن و کروگر، ۱۹۹۱)[7]. آزادسازی تجارت از

1. Stern (2004).
2. Scale Effect
3. Composition Effect
4. Technical Effect
5. Sarkodie *et al*. (2019).
6. Dinda (2004).
7. Krueger & Grossman (1991).

طریق اثر ترکیب، می‌تواند به فرضیه پناهگاه آلودگی[1] نسبت داده شود. پناهگاه آلودگی چنین فرض می‌کند که کشورهای با درآمد بالا با استانداردهای زیست محیطی سخت‌گیرانه، صنایع آلوده‌کننده خود را به کشورهای فقیر با سیاست‌های ضعیف زیست محیطی انتقال خواهند داد. سیاست‌ها و مقررات ضعیف در کشورهای فقیر به منبع مزیت نسبی تبدیل خواهد شد و از این رو، تغییر در الگوی تجارت، در نتیجه تخریب محیط‌زیست را در کشورهای فقیر رواج می‌دهد به همین ترتیب، اگر نوآوری، تحقیق و توسعه و فناوری‌های پاک و مدرن از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای در حال توسعه انتقال داده شود، می‌تواند با جایگزینی فناوری‌های جدید با قدیم، سطح آلودگی زیست محیطی کاهش یابد (ساروکودی و همکاران، ۲۰۱۹)[2].



منبع: ساروکودی و همکاران، ۲۰۱۹

شکل ۱: منحنی زیست محیطی کوزنتس EKC

اثر مقیاس بیان می‌کند که توسعه اقتصادی تأثیر مخرب بر محیط زیست دارد. تولید بالاتر مستلزم بهره برداری بیشتر از منابع طبیعی برای پاسخگویی به تقاضا پیش آمده است. توسعه اقتصادی با مصرف بیشتر انرژی از منابع انرژی فسیلی تعریف می‌گردد که در مقایسه با انرژی‌های تجدیدپذیر ارزان تر هستند و سبب افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای مرتبط با صنعت می‌شوند.

اثر ترکیبی دلالت بر آن دارد که توسعه اقتصادی بسته به تغییر ساختاری در اقتصاد، تأثیر منفی و یا مثبت، می‌تواند بر محیط‌زیست داشته باشد. با تغییر جهت اقتصاد به سمت صنایع انرژی بر تخریب محیط زیست با افزایش رشد اقتصادی افزایش خواهد یافت و با تغییر ساختار به سمت صنایع خدمات محور، تخریب محیط زیست با افزایش رشد اقتصادی، شروع به کاهش خواهد نمود.

اثر تکنیک دلالت می‌کند که توسعه اقتصادی تأثیر مثبتی بر محیط زیست خواهد داشت. از آنجایی که کشورهای توسعه یافته با درآمدهای بالاتر می‌خواهند برای تحقیق و توسعه و گسترش

1. Pollution Haven Hypothesis (PHH)
2. Sarkodie *et al*. (2019).

تکنولوژی بیشتر هزینه انجام دهند، فناوری‌های قدیمی آلاینده زیست محیطی با فناوری‌های تمیزتر و پیشرفته‌تر، جایگزین خواهند شد. فناوری‌های همراه با مقررات زیست محیطی سختگیرانه و استانداردهای صنعتی، کیفیت محیط زیست را افزایش و بهبود می‌دهند (دیندا، ۲۰۰۴)[1].

۲-۲. مفهوم پیچیدگی اقتصادی

پیچیدگی اقتصادی[2] توسط گروهی از استادان و اقتصاددانان دانشگاه هاروارد و ماساچوست در سال ۲۰۰۶ به رهبری هاسمن و هیدالگو عنوان شد. از آنجا که این روش، برتری چشمگیری نسبت به روش‌های دیگر در توصیف و بیان اختلاف رشد اقتصادی کشورهای مختلف داشت، استقبال خوبی از آن صورت گرفت و این موضوع سبب چاپ اولین اطلس پیچیدگی اقتصادی دنیا در سال ۲۰۱۱ شد (هاسمن و همکاران، ۲۰۱۱)[3].

پیچیدگی یک اقتصاد به کثرت میزان دانش مفیدی که در آن کشور انباشت شده بستگی دارد. پیچیدگی اقتصادی بر حسب ترکیب محصولات تولیدی یک کشور بیان می‌شود و بازتاب ساختارهایی است که برای نگهداشت و ترکیب دانش ظهور پیدا کرده است. اقتصادهای پیچیده، اقتصادهایی هستند که می‌توانند مقادیر بسیار فراوانی از دانش مرتبط را در بین شبکه‌های بزرگ مردمی برای تولید محصولات متنوع دانش بر به هم متصل کنند. در مقابل، اقتصادهای ساده تر بخش کوچکی از دانش مولد را در اختیار دارند و محصولات کمتر و ساده‌تری را تولید می‌کنند که نیازمند شبکه‌های کوچک تر برای تعامل هستند (هاسمن، ۲۰۱۴)[4].

پیچیدگی اقتصادی، کاربردی کردن دانش و فناوری در ترکیب کالاهای تولیدی است و از طریق ایجاد ساختار مولد، امکان استفاده از ظرفیت‌های بلااستفاده تولیدی را فراهم می‌نماید و همچنین صرفه جویی در منابع تولیدی، تخصیص بهینه منابع تولید، کاهش هزینه‌های تولید و افزایش بهره وری و تنوع محصولات تولیدی را ایجاد می‌کند که تمامی این موارد، به افزایش تولید ناخالص داخلی منجر می‌شود (شاه آبادی و ارغند، ۱۳۹۷).

پیچیدگی اقتصاد یک کشور به طور محسوسی با پیچیدگی محصولاتی که صادر می‌کند در ارتباط است، در نهایت اینکه، کشورها تنها در صورتی می‌توانند رتبه شاخص پیچیدگی اقتصادی خود را افزایش دهند که بتوانند تعداد صنایع پیچیده خود را افزایش دهند (هاسمن، ۲۰۱۷)[5]. فاصله بین پیچیدگی کشورها و سطح درآمد سرانه شان عاملی تعیین کننده در رشد آتی آنها خواهد بود. کشورها به سمت درآمدهایی تمایل پیدا می کنند که توسط مهارت تجمیع شده در اقتصاد آنها ایجاد می‌شوند. افزایش پیچیدگی اقتصادی برای یک جامعه ضروری است؛ چرا که می‌تواند مقدار بیشتری از دانش مولد را در اختیار گیرد و از آن استفاده کند (شاهمرادی، ۱۳۹۷). به طور خلاصه، پیچیدگی اقتصادی

1. Dinda (2004).
2. Economy Complexity Index (ECI)
3. Hausmann *et al*. (2011).
4. Hausmann (2014).
5. Hausmann (2017).

مهم است، زیرا به توصیف تفاوت در سطح درآمد کشورها کمک می کند و مهم تر اینکه رشد اقتصادی آتی کشورها را پیش بینی می‌کند.

اطلس پیچیدگی اقتصادی بر اساس داده‌های تجارت بین الملل به دست آمده و دلیل این انتخاب هم آن است که تنها مجموعه داده ای است که در دسترس می باشد که اطلاعات بسیار جزئی و غنی دارد، به نحوی که کشورها را به تولیدات شان در یک طبقه بندی استاندارد ارتباط می‌دهد. پیچیدگی اقتصادی بر پایه داده‌ها و اطلاعات صادرات است (بریتینباخت، ۲۰۱۹)[1] و با تلفیق و ترکیب اطلاعات در مورد تنوع (تعداد کالاهایی که یک کشور صادر می‌کند) و فراگیری محصولات (تعداد کشورهایی که آن محصول را تولید می‌کنند)، پیچیدگی اقتصادی یک کشور را اندازه‌گیری می‌کنند.

۳. پیشینه پژوهش

بخش عمده ای از مطالعات در حوزه محیط زیست و رشد اقتصادی، به آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس یا بررسی اثرات مختلف توسعه اقتصادی بر محیط زیست اختصاص یافته، و در پژوهش‌های زیادی هم به بررسی تأثیر تکنولوژی بر آلودگی محیط زیست با استفاده از شاخص‌های مختلف مانند میزان ثبت اختراع، مخارج تحقیق و توسعه و بهره وری کل عوامل تولید پرداخته شده است. در پژوهش‌های اخیر، پس از معرفی شاخص پیچیدگی اقتصادی توسط هیدالگو و هاسمن، گروهی از محققان از این معیار برای سنجش تغییر در ساختار تولید و بهبود تکنولوژی استفاده نموده‌اند که در ادامه، این مطالعات بررسی خواهند شد.

کان و همکاران[2] (۲۰۱۷)، به بررسی تأثیرات مصرف انرژی و پیچیدگی اقتصادی در انتشار CO_2 با استفاده از روش های DOLS و ECM در فرانسه طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۶۴ پرداختند و اثبات کردند که فرضیه منحنی کوزنتس در فرانسه در کوتاه مدت و بلند مدت، معتبر و مصرف انرژی در بلندمدت، تأثیر مثبت و معنادار و پیچیدگی اقتصادی، تأثیر منفی بر انتشار CO_2 دارد.

ناگو و همکاران[3] (۲۰۱۹)، نشان داده‌اند که برای کل کشورهای اتحادیه اروپا و دو زیر سطح اقتصادهای اروپا با پیچیدگی اقتصادی بالاتر و اقتصادهای اروپا با سطح پیچیدگی اقتصادی پایین تر با استفاده از روش FMOLS و DOLS یک رابطه تعادل بلندمدت بین پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه ای در هر سه سطح وجود دارد. همچنین پیچیدگی اقتصادی بیشتر با رشد انتشار گازهای گلخانه ای در بلندمدت در تمام پانل‌ها ارتباط مثبت دارد.

دوگان[4] و همکاران (۲۰۲۰)، برای نمونه ای از ۲۸ کشور OECD شامل دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰، بر اساس تجزیه و تحلیل گسترده تجربی (AMG، ARDL و DOLS) نتیجه گرفته‌اند که پیچیدگی اقتصادی و انرژی تجدیدپذیر، تأثیر منفی بر آلودگی محیط زیست در این کشورها دارد.

1. Breitenbachet *et al*. (2019).
2. Can *et al*. (2017).
3. Neagu *et al*. (2019)
4. Doğan *et al*. (2020).

کورکوت پاتا [1](۲۰۲۰)، به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی، جهانی سازی و مصرف انرژی تجدیدپذیر و غیر قابل تجدید را بر انتشار CO_2 با استفاده از روش‌های VECM، FMOLS و DOLS برای دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶ پرداخته و نشان داده است که منحنی EKC (U وارونه) بین پیچیدگی اقتصادی و آلودگی محیط برای ایالات متحده وجود دارد و نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که انرژی تجدیدپذیر می‌تواند محیط زیست بهتری را فراهم کند.

لاپاتیناس[2] و همکاران (۲۰۲۱)، برای ۸۸ کشور طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۲ نشان دادند که انتقال به سطوح بالاتر پیچیدگی اقتصادی، به عملکرد بهتر محیط زیست منجر می‌شود و توسعه محصولات پیچیده‌تر، با تغییرات در کیفیت محیط زیست همراه است.

خضری و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و نقش آن در تعیین چگونگی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 در ۲۹ کشور آسیا-اقیانوسیه در دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۰ پرداخته و نشان داده‌اند که افزایش شدت مصرف انرژی، باز بودن تجارت و شهرنشینی، همه باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شوند و همچنین فرضیه منحنی کوزنتس را تأیید و اثبات کردند که پیچیدگی اقتصادی در کشورها، اثرات رشد اقتصادی را برای افزایش انتشار CO_2 افزایش می‌دهد و با افزایش پیچیدگی اقتصادی، تأثیر منفی انرژی تجدیدپذیر بر آلودگی زیست محیطی افزایش می‌یابد.

در ایران نیز مطالعات متعددی در حوزه پیچیدگی اقتصادی انجام شده ولی تعداد اندکی در حوزه محیط زیست بوده است که در ادامه بررسی خواهد شد.

عزیزی و همکاران (۱۳۹۸)، با استفاده از داده‌های ۹۹ کشور در دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۲ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا نشان دادند که پیچیدگی اقتصادی، اثر منفی و معنی داری بر آلودگی محیط زیست داشته و همچنین فرضیه منحنی کوزنتس را تأیید کردند.

سپهوند (۱۴۰۰)، با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ و روش 2SLS و EGLS، به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر عملکرد زیست محیطی ۱۸ کشور منطقه منا پرداخته است. نتایج این پژوهش، نشان دهنده وجود رابطه معکوس و معنی دار بین شاخص پیچیدگی اقتصادی و شاخص عملکرد زیست محیطی است. فرضیه منحنی کوزنتس نیز برای این کشورها در این مطالعه تأیید نشد.

مطالعات زیادی به بررسی رابطه مصرف انرژی تجدیدپذیر با انتشار CO_2 پرداخته‌اند و هیچ شواهد قطعی در مورد تأثیر مصرف انرژی تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 به دست نیاورده‌اند. تعدادی به این نتیجه رسیدند که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، اثر کاهشی بر انتشار گازهای گلخانه ای دارد.

به گفته بیلگیلی و همکاران [3](۲۰۱۶)، مصرف انرژی تجدیدپذیر، اثر کاهنده بر انتشار CO_2 در ۱۷ کشور عضو OECD دارد.

1. Korkut Pata *et al*. (2020).
2. Lapatinas (2021).
3. Bilgili *et al*. (2016).

در پژوهشی دیگر، زوندی[1] (۲۰۱۶)، اثبات کرده است که انرژی‌های تجدیدپذیر، اثر منفی بر انتشار CO_2 دارد.

کاهیا[2] و همکاران (۲۰۱۷)، نشان دادند که انرژی‌های تجدیدپذیر، باعث افزایش رشد اقتصادی و کاهش انتشار CO_2 در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا می‌شود.

هو[3] و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهش خود برای ۳۵ کشور توسعه یافته و ۹۳ اقتصاد در حال توسعه، نشان دادند که افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر، باعث کاهش انتشار دی اکسید کربن می‌شود.

علاوه بر این، مطالعات متعددی نیز نشان داده‌اند که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، اثرات ناچیز یا حتی افزایش‌دهنده بر انتشار گازهای گلخانه‌ای دارد.

آپرگیس و پین[4] (۲۰۱۰)، نشان دادند که انرژی‌های تجدیدپذیر در کاهش انتشار گازهای گلخانه ای در دوره کوتاه مدت برای ۱۹ کشور پیشرفته و در حال توسعه تأثیری ندارد.

فراهانی (۲۰۱۳)، یک رابطه علی یک طرفه بین انتشار CO_2 و مصرف انرژی تجدیدپذیر در کوتاه مدت برای کشورهای عضو منا گزارش کرد.

جبلی[5] و همکاران (۲۰۱۹)، اثبات کردند که رابطه علی مستقیمی بین انتشار CO_2 و مصرف انرژی تجدیدپذیر برای تانزانیا وجود ندارد.

جورج[6] و همکاران (۲۰۲۰) ،به این نتیجه رسیده‌اند که مصرف انرژی تجدیدپذیر هیچ ارتباط علت و معلولی با انتشار CO_2 در کشورهای G-7 ندارد، اما به طور غیرمستقیم بر انتشار CO_2 از طریق اثر آن بر قیمت انرژی تأثیر می‌گذارد.

چنین یافته‌های متفاوتی در ادبیات تجربی در مورد اثرات انرژی‌های تجدیدپذیر و پیچیدگی اقتصادی بر انتشار CO_2، ابعاد پنهان ساختار اقتصادی یک کشور را برجسته می‌کند؛ بنابراین، هدف اصلی این مطالعه، بررسی نقش پیچیدگی اقتصادی و توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 در کشورهای در حال توسعه است. این موضوع زمانی برجسته تر می شود که تحقیقات جدید، نقش محیطی پیچیدگی اقتصادی را به عنوان یکی از تفاوت‌های ساختاری بین اقتصاد کشورها برجسته می‌کند.

۴. روش شناسی تحقیق

پانل دیتا که از ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی منتج می‌شود، با توجه به داشتن مزایای بسیار، در مطالعات اقتصادی اخیر به طور گسترده استفاده شده است. از جمله مزایای آن نسبت به داده‌های مقطعی و سری زمانی، این است که در پانل دیتا احتمال وجود هم خطی و ناهمسانی واریانس و تورش بسیار کمتر است و درجه آزادی وکارآیی برآوردها در پانل دیتا بیشتر است؛ و با استفاده از

1. Zoundi *et al*. (2016).
2. Kahia *et al*. (2017).
3. Hu *et al*. (2020).
4. Apergis *et al*. (2010).
5. Jebli *et al*. (2019).
6. George *et al*. (2020).

آنها، اثرات بلندمدت و کوتاه مدت را می‌توان همزمان مورد بررسی قرار داد. همچنین برای بررسی پویایی تغییرات مناسب تر هستند و امکانات بیشتری جهت تبیین و آزمون مدل‌های پیشرفته تر را فراهم می‌آورند (بالتاجی، ۲۰۰۵)[1].

در مدل پانل پویا متغیر وابسته، با یک دوره وقفه به عنوان یک متغیر توضیحی درکنار سایر متغیرهای توضیحی مدل اضافه می‌شود. مدل‌های پانل پویا به علت داشتن مزایایی ازجمله: رفع مشکل خود همبستگی سریالی به علت اضافه شدن متغیر وابسته تأخیری به مدل، رفع مشکل ناهمسانی واریانس به دلیل استفاده از تخمین زننده‌های گشتاوری، از بین رفتن درونزایی متغیرها، کارا بودن هر دو اثر تصادفی و ثابت در این مدل‌ها، نسبت به مدل‌های ایستا، ارجحیت بیشتری دارند (وربیک، ۲۰۱۲)[2].

در مدل های پویا به دلیل وجود متغیر وابسته تأخیری، دیگر نمی توان برای برآورد الگو از روش‌های OLS[3] یا GLS[4] استفاده نمود زیرا اجزاء اخلال با متغیر وابسته تأخیری همبستگی خواهند داشت و نتایج تخمین مانند قبل، بدون تورش و سازگار نیست و از این رو برای رفع این مشکل، از روش GMM که در سال ۱۹۹۱ توسط آرلانو و باند[5] پیشنهاد گردید، استفاده خواهد شد. تخمین زننده GMM در مجموعه تخمین زن های روش متغیرهای ابزاری قرار دارد. در این روش، علاوه بر اینکه مشکل همبستگی متغیر مستقل با اجزاء اخلال رفع می‌شود، درونزایی متغیرها و ناهمسانی واریانس مدل هم بر طرف می‌گردد. باید توجه داشت که این روش، زمانی قابل اجرا است که T (تعداد دوره زمانی) کوچکتر از N (تعداد مقاطع) باشد (وربیک، ۲۰۱۲)[6].

به‌طورکلی روش گشتاورهای تعمیم یافته پویا، حداقل به سه دلیل نسبت به روش های دیگر مناسب‌تر هستند. اولین مزیت روش گشتاورهای تعمیم یافته در این است که امکان استفاده وقفه‌های متغیرها به عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل درونزایی را فراهم می‌سازد. دومین مزیت روش GMM این است که می‌توان پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ نمود و سومین مزیت آن، این است که روش GMM را می‌توان در همه نوع داده اعم از سری زمانی، مقطعی و پانلی استفاده نمود (بالتاجی، ۲۰۰۵)[7].

۱-۴. معرفی مدل

با پیروی از مبانی نظری منحنی کوزنتس و مطالعات انجام شده توسط خضری و همکاران (۲۰۲۲)، کان و همکاران (۲۰۱۷) و دوگان و همکاران (۲۰۲۰)، مدل‌های برآوردی و متغیرهای مورد استفاده تعیین شده است. در این مطالعه عوامل تعیین کننده انتشار CO_2 در ۶۰ کشور در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ بررسی می‌شود. انتشار CO_2 به عنوان تابعی از لگاریتم تولید ناخالص

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

داخلی سرانه (LGDP)، مربع تولید ناخالص داخلی سرانه ($LGDP^2$)، تولید انرژی تجدیدپذیر (LREN)، باز بودن تجارت (LOPE)، شدت انرژی (LINEN) و شاخص پیچیدگی اقتصادی (ECI) در نظر گرفته شده است. و برای این منظور، مدل (۱) برآورد می‌شود:

$$LCO_{2i,t} = \beta_0 + \beta_1 LCO_{2i,t-1} + \beta_2 LGDP_t + \beta_3 LGDP_t^2 + \beta_4 LOPE + \beta_5 LINEN + \beta_6 LREN + \beta_7 ECI + \varepsilon_{i,t} \quad (۱)$$

مطابق فرضیه منحنی کوزنتس، علامت سطح درآمد سرانه، مثبت و علامت مجذور آن، منفی باید باشد و همچنین با توجه به اینکه مصرف انرژی بیشتر، به افزایش انتشار دی اکسید کربن منجر می‌شود، انتظار می‌رود علامت ضریب شدت انرژی مثبت باشد و بر اساس الزام به کار گیری انرژی‌های تجدیدپذیر برای کاهش آلودگی محیط زیست، انتظار می‌رود که ضریب این متغیر منفی باشد و تأثیر بازبودن تجارت می‌تواند مثبت یا منفی باشد؛ چنانچه مثبت باشد یعنی باز بودن تجارت، به این منجر شده که کشورها به سمت تولید کالاهای با آلودگی بیشتر بروند و با توجه به اینکه مطالعه ما برای کشورهای در حال توسعه بوده، این امر محتمل است. در نهایت مطابق با مبانی نظری، انتظار می‌رود که ضریب پیچیدگی اقتصادی منفی باشد زیرا هر چه پیچیدگی اقتصادی یک کشور بیشتر باشد، نشان دهنده سطح بالاتر تکنولوژی، دانش و مهارت نیروی کار آن کشور بوده و انتظار می‌رود که سطح بالاتر تکنولوژی و ساختار توسعه یافته تولید، به کاهش آلودگی محیط زیست بیانجامد.

علاوه بر این، مدل شماره (۲) برای تعیین اثرات ضرایب تعاملی شاخص پیچیدگی اقتصادی بر شدت انرژی و منحنی EKC برای کشورها، با پیچیدگی اقتصادی مختلف برآورد شده است.

$$LCO_{2i,t} = \beta_0 + \beta_1 LCO_{2i,t-1} + \beta_2 LGDP_t + \beta_3 LGDP_t^2 + \beta_4 LOPE + \beta_5 LINEN + \beta_6 LREN + \beta_7 ECI * LGDP_t + \beta_8 ECI * LGDP^2 + \beta_9 ECI * LINEN + \varepsilon_{i,t} \quad (۲)$$

در معادله (۲)، β_9 منفی به این معنی است که در اقتصاد پیچیده تر، اثرات افزایش شدت انرژی باعث کاهش آلودگی محیط زیست می‌شود.

$$\frac{d(LCo_{2i,t})}{d(LINE_t)} = \beta_5 + \beta_9 ECI_t \quad (۳)$$

طبق معادله (۴) استخراج شده از معادله (۲)، شیب منحنی کوزنتس با تغییرات پیچیدگی اقتصادی تغییر می کند.

$$LCO_{2i,t} = LGDP_t * (\beta_2 + \beta_7 ECI) + LGDP_t^2 * (\beta_3 + \beta_8 ECI) \quad (۴)$$

سومین مدل برای سنجش اثرات تعاملی شاخص پیچیدگی اقتصادی بر اثربخشی انرژی‌های تجدیدپذیر در کاهش انتشار CO_2، معادله زیر برآورد شد:

$$LCO_{2i,t} = \beta_0 + \beta_1 LCO_{2i,t-1} + \beta_2 LGDP_t + \beta_3 LGDP_t^2 + \beta_4 LOPE + \beta_5 LINEN + \beta_6 LREN + \beta_7 ECI * LREN + \varepsilon_{i,t} \quad (۵)$$

۲-۴. معرفی داده‌ها و متغیرهای مورد بررسی

با توجه به اینکه نحوه جمع آوری داده‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است، در این پژوهش، تلاش شده که اطلاعات لازم از سایت های معتبر جمع آوری شود. جامعه آماری این پژوهش ۶۰ کشور در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰ ساله ۲۰۱۹-۲۰۰۰ است. ملاک انتخاب کشورها، موجود بودن و در دسترس بودن داده‌های آنها بوده است و کشور ایران را نیز شامل می‌شود. سپس با استفاده از نرم افزار Eviews ۱۲ تخمین مدل و آزمون فرضیه‌ها انجام شد. اطلاعات مربوط به انتشار دی اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، شدت انرژی، باز بودن تجارت و جمعیت، از پایگاه داده‌های بانک جهانی[1] استخراج، و داده تولید ناخالص داخلی به صورت سرانه و به قیمت ثابت سال ۲۰۱۷ و شاخص برابری قدرت خرید نسبی، انتشار دی اکسید کربن به صورت سرانه و با واحد تن به ازای هر نفر، مصرف انرژی تجدیدپذیر به صورت سرانه و با واحد مگا ژول به ازای هر نفر و باز بودن بودن تجارت از تقسیم مجموع واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی محاسبه، و در نهایت، پیچیدگی اقتصادی، از پایگاه اطلس دانشگاه ام ای تی[2] جمع آوری شده است و در جدول (۱) خلاصه ای از آمار توصیفی متغیرهای مورد مطالعه ملاحظه می شود.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۰

	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	تعداد مشاهدات
LCO_2	۰,۶۸	۰,۷۲	۴,۸	-۳,۵۰	۱۲۰۰
ECI	-۰,۲۶	-۲,۲۰	۲,۱۶	-۲,۸	۱۲۰۰
LGDP	۹,۱۶	۹,۲۲	۱۱,۵۳	۶,۴۴	۱۲۰۰
$LGDP^2$	۸۵,۱۶	۸۵,۱۹	۱۳۱,۱۱	۴۱,۵۶	۱۲۰۰
LREN	۸,۳۶	۸,۷۱	۱۴,۹۱	۰,۰	۱۲۰۰
LINEN	۱,۵۸	۱,۴۸	۳,۲۹	۰,۳۲	۱۲۰۰
LOP	۰,۵۳	۰,۵۰	۱,۶۸	۰,۰	۱۲۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. برآورد مدل و تحلیل نتایج

شرط استفاده از متغیرها، انجام دادن آزمون‌های ریشه واحد و بررسی مانایی متغیرها است. مهم ترین آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پانلی، آزمون‌های ایم، پسران و شین (IPS)[3]، فیشر- دیکی فولر

1. World Bank
2. www.atlas.media.mit.edu
3. Im; Pesaran and Shin

تعمیم یافته (ADF)[1] و فیشر- فیلیپس پرون (pp)[2] بوده و از این سه آزمون برای بررسی ایستایی متغیرها استفاده شده است. در این آزمون ها، روند بررسی ایستایی مشابه است و با رد فرضیه H_0، نامانایی یا وجود ریشه واحد متغیرها رد خواهد شد (شاه آبادی و همکاران، ۱۳۹۷).

بر اساس آزمون‌های انجام شده برای بررسی ریشه واحد، همه متغیرهای استفاده شده در این پژوهش بجز متغیر مصرف انرژی تجدیدپذیر در سطح مانا نیستند؛ ولی آزمون ریشه واحد تفاضل مرتبه اول با عرض از مبدأ و روند تمامی آنها، و متغیرهای استفاده شده در تحقیق حاضر، در درجات مختلفی از I (۰) و I(۱) مانا هستند.

پس از بررسی مانایی متغیرها، آزمون هم انباشتگی پانلی برای بررسی وجود روابط بلندمدت اقتصادی متغیرها انجام می‌گردد. برای بررسی هم انباشتگی داده‌های پانل چندین آزمون ازجمله: آزمون کائو[3]، آزمون پدرونی[4] و آزمون فیشر[5] موجود است. در پژوهش حاضر، از آزمون کائو استفاده شده است. استفاده از آزمون پدرونی به دلیل تعداد زیاد متغیرهای مدل و آزمون فیشر به علت ناکافی بودن داده‌ها امکان پذیر نیست (سوری، ۱۳۹۴). مطابق نتایج به دست آمده از جدول شماره ۲ برای تمامی‌مدل‌ها که فرضیه صفر رد شده و بین متغیرها، رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۲: نتایج آزمون هم انباشتگی کائو

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳
T - Statistic	-۴,۳۵	-۳,۸۷	۳,۰۶
p-value	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

گام بعدی در روش داده‌های تابلویی، این است که همگنی یا ناهمگنی نمونه مورد بررسی قرار گیرد و محدودیت های وارد شده در الگو به لحاظ عرض از مبدأهای مشترک و یا متفاوت، مشخص شود. به‌عبارت‌دیگر، نخست باید تعیین گردد که رابطه رگرسیونی در نمونه مورد بررسی، دارای عرض از مبدأهای ناهمگن و شیب همگن است (لزوم استفاده از مدل داده‌های پانل) یا اینکه فرضیه عرض از مبدأهای مشترک و شیب مشترک در بین مقاطع (لزوم استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی) مورد پذیرش قرار می‌گیرد. برای بررسی معنی‌دار بودن روش داده‌های پانل، از آماره آزمون F لیمر[6] استفاده شده است. فرضیه ای که مورد آزمون می‌باشد، به این ترتیب است که فرضیه H_0 در این آزمون، قابلیت تخمین مدل به صورت داده‌های تلفیقی و فرضیه مقابل یعنی H_1، قابلیت تخمین مدل به

1. Fisher-Augmented Deyki Fuller
2. Fisher-Phillips Peron
3. Kao
4. Pedroni
5. Fisher
6. Leamer

صورت داده‌های پانل می باشد. بر اساس این آزمون، ابتدا مدل به صورت مقید و در حالت کلی با عرض از مبدأهای مشترک و شیب‌های مشترک برآورد خواهد شد و مجموع مجذورات پسماندهای مقید[1] محاسبه می‌گردد. سپس مدل به صورت نامقید و با فرض عرض از مبدأهای ناهمگن در بین مقاطع و شیب‌های مشترک تخمین زده می‌شود و مجموع مجذورات پسماند نامقید[2] محاسبه می‌گردد و F محاسباتی با F جدول مقایسه می‌شود. در صورتی که مقدار F محاسباتی از مقدار F جدول بزرگ تر باشد. فرضیه H_0 مبنی بر همگنی مقاطع و عرض از مبدأهای یکسان رد می شود. لذا اثرات ثابت گروه پذیرفته شده و می باید عرض از مبدأهای مختلف را در برآورد لحاظ نمود. در نتیجه می‌توان از روش پانل دیتا جهت برآورد استفاده کرد (سوری، ۱۳۹۴).

بر اساس نتایج بدست آمده از جدول شماره ۳، باتوجه به اینکه احتمال آماره F تمامی مدل‌ها کمتر از ۵ درصد است، لذا فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین مدل به صورت داده‌های تلفیقی رد می‌شود و لازم است مدل به روش داده‌های پنل برآورد گردد.

جدول ۳: نتایج آزمون F لیمر در کشورهای در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۰

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳
F-Statisti	۵,۱۵	۵,۱۴	۵,۰۷
p-value	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق جدول شماره ۴، مقدار احتمال آزمون هاسمن[3]محاسبه شده نیز، کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ درنتیجه، این فرض آماری که مدل دارای اثرات تصادفی است، رد می شود و مدل، دارای اثرات ثابت بر روی مقاطع (مقاطع کشورهای در حال توسعه هستند) است.

جدول ۴: نتایج آزمون هاسمن در کشورهای در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۰

آماره	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳
Chi-sq. statitic	۲۲۴,۳۵	۲۲۷,۰۸	۲۲۴,۱۰
p-value	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در این پژوهش، از روش گشتاورهای GMM استفاده گردیده، و در جدول شماره ۵ نتایج تخمین سه مدل آورده شده است. مطابق نتایج این جدول، پیچیدگی اقتصادی تأثیر منفی و معناداری بر انتشار CO_2 دارد که با نتایج به دست آمده از مطالعات کان و همکاران (۲۰۱۷)، دوگان و همکاران (۲۰۲۰)، لاپاتیناس (۲۰۲۱)، و عزیزی و همکاران (۱۳۹۸) مطابقت دارد. در مدل (۱) ضریب

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

پیچیدگی اقتصادی ۰/۰۱۱- به دست آمده است یعنی افزایش یک واحد در شاخص پیچیدگی اقتصادی، به طور تقریبی ۱/۱ میزان انتشار CO_2 را کاهش می‌دهد (با توجه به فرم لگاریتمی انتشار دی اکسید کربن). شاخص پیچیدگی اقتصادی نشانگر سطح نوآوری‌های تکنولوژیکی و دانش یک اقتصاد است. هر چه پیچیدگی اقتصادی کشوری بیشتر باشد، سطح تکنولوژی، دانش و مهارت نیروی کار آن کشور بالاتر بوده و انتظار می‌رود که سطح بالاتر تکنولوژی و ساختار توسعه یافته تولید به افزایش بهره وری در تولید و افزایش کارآیی انرژی و کاهش آلودگی محیط زیست منجر گردد.

جدول ۵: نتایج برآورد مدل کشورهای در حال توسعه به روش GMM طی دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۰

نام متغیر	مدل شماره ۱	مدل شماره ۲	مدل شماره ۳
$lCO_2(-1)$	۰,۶۱۹	۰,۴۸۱	۰,۵۹۶
	(۰,۰۰۰)***	(۰,۰۰۰)***	(۰,۰۰۰)***
ECI	-۰,۰۱۱	–	–
	(۰,۰۰)***	–	–
LGDP	۱,۶۰۶	۲,۳۶۴	۱,۷۱۵
	(۰,۰۰۰)***	(۰,۰۰۰)***	(۰,۰۰۰)***
$LGDP^2$	-۰,۰۶۵	-۰,۰۹۸	-۰,۰۶۷
	(۰,۰۰۰)***	(۰,۰۰۰)***	(۰,۰۰۰)***
lREN	-۰,۰۰۶	-۰,۰۰۴	-۰,۰۰۵
	(۰,۰۰)***	(۰,۰۰)***	(۰,۰۰۸)*
lINEN	۰,۲۲۸	۰,۳۲۸	۰,۳۱۱
	(۰,۰۰)***	(۰,۰۰)***	(۰,۰۰)***
LOP	۰,۰۸۶	۰,۰۲۷	۰,۰۸۵
	(۰,۰۰)***	(۰,۰۰)***	(۰,۰۰)***
LGDP* ECI	-	۰,۰۰۴	-
	–	(۰,۰۰)***	–
$LGDP^2$* ECI	-	-۰,۰۰۴	-
	–	(۰,۰۰)***	–
lREN * ECI	-	-	-۰,۰۰۱
	–	–	(-۰,۰۳۴)**
lINEN* ECI	-	-۰,۰۰۹	-
	–	(۰,۲۰۶)	–
J-statistic	۵۶,۲۹	۵۴,۳۹	۵۳,۴۳
	(۰,۴۲۶)	(۰,۳۴۸)	(۰,۵۷۲)
Instrumen rank	۶۲	۶۰	۶۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

اعداد داخل پرانتز بیانگر p-value است.

نشانه‌های ***، ** و * هستند به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

بر اساس نتایج، لگاریتم ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه در تمامی‌مدل‌ها مثبت و معنادار، و ضرایب آن از ۱/۶۰۶ تا ۲/۳۶۴ متغیر است. علاوه بر این، ضریب منفی و معنادار مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه انتشار CO_2 بین ۰/۰۶۵ و ۰/۰۹۸ متغیر است. در نتیجه، رابطه بین رشد تولید ناخالص داخلی و انتشار CO_2 یک رابطه U معکوس می باشد که فرضیه منحنی کوزنتس را تأیید می‌کند. نتایج به دست آمده در این مورد با مطالعات مشابه مانند کان و همکاران (۲۰۱۷)، پاتا (۲۰۲)، دوگان و همکاران (۲۰۲۰)، خضری و همکاران (۲۰۲۲)، و عزیزی و همکاران (۱۳۹۸) مطابقت دارد.

ضریب مصرف انرژی تجدیدپذیر در تمامی‌مدل‌ها منفی و معنادار به دست آمده است که مطابق با انتظارات محقق و مطالعات پاتا (۲۰۲)، دوگان و همکاران (۲۰۲۰)، و خضری و همکاران (۲۰۲۲) است و ضرایب به دست آمده از ۰/۰۰۴ تا ۰/۰۰۶ متغیر است زیرا افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و جایگزین شدن آن با سوخت‌های فسیلی، باید باعث کاهش انتشار CO_2 شود.

علاوه بر این، ضریب مثبت معنادار شدت انرژی در سطح ۱ درصد، نشان می‌دهد که شدت انرژی به عنوان معیاری برای بهره وری انرژی، به افزایش انتشار CO_2 منجر می‌شود و این نتیجه، مطابق با مطالعات ناگو و همکاران (۲۰۱۹)، و خضری و همکاران (۲۰۲۲) است.

ضریب باز بودن تجارت، مثبت و معنادار و بین ۰/۰۲۷ و ۰/۰۸۵متغیر است. یعنی باز بودن تجارت منجر شده به اینکه کشورها به سمت تولید کالاهای با آلودگی بیشتر بروند و با توجه به اینکه مطالعه ما برای کشورهای در حال توسعه است، می‌توان این موضوع را صحیح دانست و نتایج به دست آمده با مطالعه خضری و همکاران (۲۰۲۲) تطابق دارد.

برای انجام بررسی دقیق تر، اثرات سرریز شاخص پیچیدگی اقتصادی بر شدت انرژی در مدل (۲) جدا شده که این ضریب منفی و فاقد معنی است. علاوه بر این، نتایج در مدل شماره (۲) برای تعیین و سنجش اثرات ضرایب تعاملی شاخص پیچیدگی اقتصادی بر منحنی EKC، نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی، EKC را به سمت بالا شیفت داده، و نتایج، نشان دهنده اثرات مقیاس پیچیدگی اقتصادی است؛ یعنی در حالی که افزایش بهره وری انرژی باعث بهبود محیط زیست می‌شود، افزایش رشد اقتصادی، باعث انتشار CO_2 و تسریع روند تخریب محیط زیست می‌گردد. این نتیجه مانند نتیجه مطالعه خضری و همکاران (۲۰۲۲) است.

در سومین مدل، اثرات تعاملی شاخص پیچیدگی اقتصادی بر اثربخشی انرژی‌های تجدیدپذیر در کاهش انتشار CO_2، سنجش شده، و ضریب منفی و معنادار به دست آمده است؛ یعنی در سطوح بالاتر پیچیدگی، مصرف انرژی تجدیدپذیر باعث کاهش بیشتری در انتشار CO_2 می‌گردد. می‌توان گفت پیچیدگی اقتصادی باعث تغییر در ترکیب منابع انرژی و گسترش محصولات مؤثر مانند انرژی‌های تجدیدپذیر در داخل یک کشور می‌شود که همگی این عوامل باعث کاهش آلودگی زیست محیطی است. نتایج به دست آمده در این مورد، با مطالعات مشابه مانند دوگان و همکاران (۲۰۲۰)، و خضری و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد.

در این پژوهش برای بررسی اعتبار ماتریس ابزارها، از آزمون سارجنت استفاده گردیده است. عدم رد فرضیه صفر در آزمون سارجنت، شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌آورد؛ بنابراین، همان طور که در ۳ مدل رگرسیونی قابل مشاهده است، با توجه به آماره‌های محاسبه شده و میزان معنادار بودن آنها، عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی توان رد کرد و در نتیجه، ابزارهای مورد استفاده برای تخمین، از اعتبار لازم برخوردار هستند.

۶. نتیجه گیری

ایجاد تعادل در تمایل به کاهش تولید گازهای گلخانه ای مطابق با توافقنامه پاریس[1] با هدف دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی بالاتر و پایدار، بسیار مهم است. مطابق این توافقنامه، انتظار می‌رود ملت‌ها فعالیت اقتصادی و رشد خود را بر پایه منابع پایدارتر بنا کنند. انتشار گازهای گلخانه ای، بیشترین شاخص در پایش آلودگی محیط زیست و همچنین ارزیابی پیشرفت دستیابی به اهداف استراتژی انرژی تعیین شده در سطح جهانی است.

نیاز به درک دقیق تر از پدیده‌های اقتصادی، اقتصاددانان را بر آن داشته است که تئوری‌های قبل را بازبینی مجدد کنند و تئوری‌های جدیدی ارائه دهند که دریچه ای نو به ادبیات توسعه اقتصادی دارند؛ زیرا هدف همه کشورها رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی بیشتر و پایدارتر است. فناوری‌های انرژی تجدیدپذیر امیدوارکننده هستند، اما در مورد نقش آن به عنوان یک عامل محدود کننده در کاهش آلودگی محیط زیست بخصوص در کشورهای در حال توسعه، اطلاعات بسیار کمی وجود دارد.

از این رو در این پژوهش، به بررسی اثرات مصرف انرژی تجدیدپذیر و پیچیدگی اقتصادی و همچنین اثرات متقابل آنها بر آلودگی محیط زیست در کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ با استفاده از روش GMM پرداخته شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که شاخص پیچیدگی اقتصادی، تأثیر منفی و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارد و از این رو، می‌توان گفت برای کشورهای در حال توسعه حرکت به سمت یک اقتصاد دانش محورتر می‌تواند سبب بهبود کیفی محیط زیست شود. متغیرهای باز بودن تجارت در شدت انرژی، به طور قابل توجهی بر افزایش انتشار CO_2 تأثیر می‌گذارند. فرضیه EKC با لگاریتم مثبت تولید ناخالص داخلی سرانه و ضریب منفی مربع آن تأیید شد. با توجه به نتایج مطالعه، پیچیدگی اقتصادی در کشورها، به حرکت رو به بالا در EKC منجر می‌شود، به این معنی که با افزایش پیچیدگی اقتصادی در کشورها به دلیل افزایش تقاضای انرژی، اثرات مقیاس رخ می‌دهد که به افزایش انتشار CO_2 منتهی می‌گردد.

در این مطالعه، شدت انرژی تأثیر مثبتی بر افزایش انتشار دی اکسید کربن و در نتیجه، افزایش آلودگی محیط زیست در کشورهای در حال توسعه دارد. از آنجایی که این کشورها در تولید کالاهای خود، بیشتر از تکنولوژی های قدیمی استفاده می کنند و بهره وری انرژی در این کشورها پایین است،

1. Parties Agreement

لذا برای تولید میزان مشخصی محصول، مجبور به استفاده از انرژی بیشتری هستند که این پدیده، آسیب های زیست محیطی را افزایش می‌دهد.

نتیجه خاص این مقاله، تأثیر معنادار مصرف انرژی تجدیدپذیر بر کاهش انتشار دی اکسید کربن در کشورهای در حال توسعه می باشد. نتایج نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی، یک عامل مهم در تعیین چگونگی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار دی اکسید کربن است.

منابع تجدیدپذیر از اواخر قرن بیستم، سریع ترین منبع رشد در جهان بوده، و مصرف انرژی تجدیدپذیر می‌تواند سطح انتشار کربن را کاهش دهد. انرژی تجدیدپذیر در دستیابی به پایداری محیط زیست، نقش اساسی دارد؛ با این حال، بسته به سهم آن در ترکیب انرژی در کشورهای مختلف، این اثر متفاوت است. همان طور که قبلاً بیان شد، در سطوح بالاتر پیچیدگی اقتصادی، مصرف انرژی تجدیدپذیر باعث کاهش بیشتری در انتشار CO_2 می‌شود و به لحاظ نقش پیچیدگی، می‌توان چنین استدلال کرد که کشورهای در حال توسعه، سهم انرژی‌های تجدیدپذیر را با استفاده از فرایندهای نوآوری در بخش انرژی، به طور قابل توجهی باید افزایش دهند.

با توجه به اثرات سهم انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار دی اکسیدکربن سرانه، پیشنهاد می‌شود که تعریف الگوهای جدید مصرف انرژی با اتکا به انرژی‌های تجدیدپذیر در برنامه‌های توسعه و بهره گیری از ابزارهای تشویقی به منظور جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر به جای سوخت های فسیلی برای کاهش آلودگی، مورد توجه قرار گیرد.

کشورهای در حال توسعه، می باید حمایت از تأسیس و توسعه صنایع دانش بنیان، افزایش واردات و تولید فناوری‌های سازگار با محیط زیست و افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر را برای مهار تخریب محیط زیست در برنامه‌های خود قرار دهند. همچنین استراتژی‌های قیمت‌گذاری را می‌توان برای جلوگیری از مصرف سوخت فسیلی مطرح کرد.

References

Apergis, N., & Payne, J.E. (2010). "Coal Consumption and Economic Growth: Evidence from a Panel of OECD Countries". Energy Policy, 38(3): 1353-1359.

Adewuyi, A.O., & Awodumi, O.B. (2017). "Renewable and Non-renewable Energy Growth Emissions Linkages: Review of Emerging Trends with Policy Implications". Renewable and Sustainable Energy Reviews, Vol. 69: 275-291.

Awaworyi Churchill, S., Inekwe, J., Smyth, R., & Zhang, X. (2019). "R&D Intensity and Carbon Emissions in the G7: 1870-2014". Energy Economy, Vol. 80: 7-30.

Azizi, Z., Darai, F., & Naseri, A. (2019). "The Effect of the Complexity of the Economy on Environmental Pollution, Economic Development Policies". Economic development policy, Vol. 32: 103-137 (in Farsi).

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

Bilgili, F., Koçak, E., & Bulut, Ü. (2016). "The Dynamic Impact of Renewable Energy Consumption on CO2 Emissions: A Revisited Environmental Kuznets Curve Approach". Renew. Sustain. Energy Reviews, Vol. 54: 838-845.

Ben Jebli, M., Ben Youssef, S., & Apergis, N. (2015). "The Dynamic Interaction between Combustible Renewables and Waste Consumption and International Tourism: The Case of Tunisia". Environ. Sci. Pollut. Res., Vol. 22(16): 12050-61.

Breitenbach, M. C., Chisadza, C., & Clance, M. (2019). "The Economic Complexity Index (ECI) and Economic Shocks: Developed vs Developing Countries". University of Pretoria, Working Paper: 2021-2025.

Dinda, S. (2004). "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey". Ecological Economics, 49(4): 431-455.

Doğan, B., Driha, O. M., Balsalobre-Lorente, D., & Shahzad, U. (2020). The mitigating effects of economic complexity and renewable energy on carbon emissions in developed countries. Sustainable Development, 29(1), 1–12.

Eyraud, L., Clements, B., & Wane, A. (2013). "Green Investment: Trends and Determinants". Energy Policy, Vol. 60: 852-65.

Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., Chung, S., Jimenez, J., ., Simoes, A., & Yildirim, M. A., (2011). *The Atlas of Economic Complexity.* New Hampshire: Puritan Press.

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

Hausmann, D., Guevara, M., Jara-Figueroa, C., Aristar´an, M., & Hidalgo, C. (2017). "Linking Economic Complexity, Institutions, and Income Inequality". World Dev., Vol. 93: 75-93.

Hidalgo, C.A., Klinger, B., Barabási, A.L., & Hausmann, R. (2007). "The Product Space Conditions the Development of Nations". Science, 317(5837): 482-7.

Grossman, G., & Krueger, A. (1991). "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement". National Bureau of Economic Research, 11(91): 3-39.

George N., Ike, A., Ojonugwa Usmana, B., Andrew Adewale Alola, C. D., & Samuel Asumadu Sarkodie. (2020). "Environmental Quality Effects of Income, Energy Prices and Trade: The Role of Renewable Energy Consumption In G-7 Countries". Science of the Total Environment, Vol. 721.

Gozgor, G., Keung, M., & Chi Lau, Lu Z. (2018). "Energy Consumption and Economic Growth: New Evidence from the OECD Countries". Energy, Vol. 153: 27-34.

Hu, G., Can, S., Paramati, B., Doğan, and Fang, J. (2020). "The Effect of Import Product Diversification on Carbon Emissions: New Evidence for Sustainable Economic Policies". Economic Analysis and Policy, No. 65: 198-210.

Kahia, M., Kadria, M., Ben Aissa, M.S., & Lanouar, C. (2017). "Modelling the Treatment Effect of Renewable Energy Policies on Economic Growth: Evaluation from MENA Countries". J. Clean Prod., Vol. 149: 845-855.

Kayani, G.M., Ashfaq, S., & Siddique, A. (2020). "Assessment of Financial Development on Environmental Effect: Implications for Sustainable Development". J. Clean Prod., Vol. 261.

Kumar, R., & Agarwala, A. (2016). "Renewable Energy Technology Diffusion Model for Techno-Economics Feasibility". Renew. Sustain Energy Rev., Vol. 54: 1515-1524.

Khezri, Mohsen, Heshmati, Almas, & Khodaei, Mehdi. (2022). "Environmental Implications of Economic Complexity and Its Role in Determining How Renewable Energies Affect CO_2 Emissions". Applied Energy, Vol. 306.

Mehdi, B.J., & Slim, B.Y. (2017). "The Role of Renewable Energy and Agriculture in Reducing CO_2 Emissions: Evidence for North Africa Countries". Ecol. Indic, Vol. 74: 295-301.

Neagu, O., & Teodora, M.C. (2019). "The Relationship between Economic Complexity, Energy Consumption Structure and Greenhouse Gas Emission: Heterogeneous Panel Evidence from the EU Countries". Sustainability, 11(2).

Oreiro, J. L., D'Agostini, L. L., & Gala, P. (2020). "Deindustrialization, Economic Complexity and Exchange Rate Overvaluation: The Case of Brazil (1998-2017)". PSL Quarterly Review, 73(295): 313-341.

Pata, Ugur Korkut. (2020). "Renewable and Non-renewable Energy Consumption, Economic Complexity, CO_2 Emissions, and Ecological Footprint in the USA: Testing the EKC Hypothesis with a Structural Break". Journal Environmental Science and Pollution Research, Vol. 12: 11-39.

Popp, D., Hascic, I., & Medhi, N. (2011). "Technology and the Diffusion of Renewable Energy". Energy Econ., 33(4): 648-662.

Lapatinas, A., Garas, A., Boleti, E., and Kyriakou, V. (2021). "Economic Complexity and Environmental Performance: Evidence from a World Sample". Environmental Modeling & Assessment, Vol. 26: 251-270.

Sepahvand, R., Saieh Miri, A., & Shirkhani, A. (2021). "The Effect of Economic Complexity on Environmental Performance in MENA Countries". Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development), Vol. 3: 177-208.

Shah abadi, A., & Arghand, H. (2018). "The Impact of Economic Complexity (ECI) on Social Welfare in Selected Developing Countries". Business Journal, 23(89): 122-89 (in Farsi).

Shahmoradi, B. (2018). *Atlas of Economic Complexity*. First edition, Commercial Printing and Publishing Company (in Farsi).

Sori, A. (2016). *Econometrics (advanced) with the Application of Eviews & Stata*. 5th. edition, cultural publication (in Farsi).

Swart, J., & Brinkmann, L. (2020). "Economic Complexity and the Environment: Evidence from Brazil". Paper presented at the Universities and Sustainable Communities: Meeting the Goals of the Agenda, Vol. 2030: 3-45.

Stern, D.I. (2004). "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve". World Development. 32(8): 1419-1439.

Sarkodie, S. A., & Strezov, V. (2019). "A Review on Environmental Kuznets Curve Hypothesis Using Bibliometric and Meta-Analysis". Science of the Total Environment, Vol. 649: 128-145

Rudolph, A., & Figge, L. (2017). "Determinants of Ecological Footprints: What is the Role of Globalization?". Ecol. Indic., Vol. 81: 348-361.

Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics* Ed. 4. In John Wiley & Sons eBooks. https://univ.scholarvox.com/catalog/book/88808446.

Zoundi, Z. (2017). "CO_2 Emissions, Renewable Energy and the Environmental Kuznets Curve; A Panel Cointegration Approach". Renew Sustain Energy Review, Vol. 72: 1067-1075.

Zobiri, H., & Motmani, M. (2020). "Human Capital and Economic Complexity in Iran". Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development), Twentieth year, 3rd. issue: 166-145 (in Farsi).

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 1-24

Investigating the Impact of Economic Complexity and Renewable Energy Consumption on Environmental Pollution in Developing Countries

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

Received: 2022-12-5 Accepted: 2022-12-21

Abstract

Aim and Introduction

Technology provides an opportunity for the economy to move from polluting sources to renewable sources to meet energy needs. Increasing economic complexity means more use of technology and innovation in production and may cause the expansion of effective technological products such as renewable energy. In the past few decades, the share of renewable energy has increased due to a wide range of factors, such as government regulations to promote the use of renewable energy, reduction in the cost of installing renewable energy and increasing production capacity, oil price fluctuations, and the positive effects of renewable energy in reducing emissions. Carbon and innovation processes have increased in the energy sector. Therefore, in this research, the effects of renewable energy consumption and economic complexity as well as their mutual effects on environmental pollution have been investigated using the GMM method in developing countries over the period 2000-2019.

Methodology

In dynamic models, due to the presence of a lagged dependent variable, OLS or GLS methods cannot be used to estimate the model, because the disturbance components are correlated with the lagged dependent variable, and the estimation results are biased and inconsistent as before. Therefore, to solve this problem, the GMM method proposed by Arellano and Bond (1991) is used. The GMM estimator belongs to the set of instrumental variables' estimators. In this method, in addition to solve the problem of the correlation of the independent variable with disturbance components, the endogeneity of the variables and the heteroscedasticity of the variances are also removed. It should be noted that this

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

method is applicable when T (number of periods) is smaller than N (number of sections).

Results

The results show that the economic complexity index has a negative and significant effect on carbon dioxide emissions in developing countries. Variables such as trade openness and energy intensity increase carbon dioxide emissions, and the Kuznets curve hypothesis is confirmed for developing countries, and economic complexity leads to an upward movement of the Kuznets curve. Renewable energy consumption has a significant effect on reducing carbon dioxide emissions, and also at higher levels of economic complexity, renewable energy consumption causes a greater reduction in carbon dioxide emissions.

Conclusion and Discussion

The need for a more accurate understanding of economic phenomena has prompted economists to review previous theories and present new theories that have a new window to economic development literature. The goal of all countries is to achieve sustainable economic growth and development. Renewable energy technologies are promising, but there is very little information about its role as a limiting factor in reducing environmental pollution, especially in developing countries. Therefore, in this research, the effects of renewable energy consumption and economic complexity as well as their mutual effects on environmental pollution have been investigated using the GMM method in developing countries over the period 2000-2019. The results show that the economic complexity index has a negative and significant effect on the emission of carbon dioxide, so it can be said that for developing countries, moving towards a more knowledge-oriented economy can improve the quality of the environment. The variables of trade openness, energy intensity significantly affect positively CO2 emissions. The EKC hypothesis was confirmed with the positive logarithm of GDP per capita and its negative square coefficient. According to the results of the study, economic complexity in countries under study leads to an upward movement of EKC, which means that as economic complexity increases in developing countries due to increased energy demand, scale effects occur and lead to higher CO2 emissions.

In this study, energy intensity has a positive effect on the increase in carbon dioxide emissions and as a result the increase in environmental pollution in developing countries.

The specific result of this article is the significant effect of renewable energy consumption on the reduction of carbon dioxide emissions in developing countries. At higher levels of economic complexity, renewable energy consumption causes a greater reduction in CO2 emissions. In terms of the role of complexity, it can be argued that in countries under consideration, the share of renewable energy should be significantly increased by using innovation processes

in the energy sector. Considering the negative effects of the share of renewable energies on carbon dioxide emissions per capita, it is suggested to define new patterns of energy consumption by relying on renewable energies in development programs and using incentive tools to replace renewable energies instead of fossil fuels to reduce pollution. Developing countries should support knowledge-based industries, increase the import and production of environmentally friendly technologies, and increase the share of renewable energy in their plans to protect the environment. In addition, pricing strategies can be proposed to avoid increased fossil fuel consumption.

Keywords: Economic complexity, renewable energy consumption, carbon dioxide emission, environmental pollution, developing countries
JEL Classification: O13, O31, Q54, Q56

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۴۷-۲۵

محدودیت‌های نهادی و تأثیر آن در صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه

بهنام نعمتی[۱]
فرزاد کریمی[۲]
سعید دائی کریم زاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۱۲ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۱۰/۲۹

چکیده

طی دو دهه اخیر با افزایش مبادلات بین‌المللی کالا و خدمات، مشکلات زیست‌محیطی، شامل تغییرات آب و هوایی و آلودگی جهانی، افزایش چشمگیری داشته، که تلاش جهانی برای کاهش مشکلات زیست‌محیطی، اهمیت تولید و تجارت بین‌المللی کالاهای زیست‌محیطی را در دستور کار بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه قرار داده است. یکی از عوامل مهم تأثیرگذار در خصوص تجارت و صادرات این کالاها، محدودیت‌های نهادی می‌باشد و محدودیت نهادی شامل مقررات زیست‌محیطی، کیفیت مقررات و حاکمیت قانون بوده، و هدف مطالعه حاضر، بررسی تأثیر این دسته از محدودیت‌های نهادی در صادرات کالاهای مدیریت-کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه در چهارچوب مدل جاذبه است. کالاهای زیست‌محیطی مورد تأکید این مقاله شامل آن دسته از کالاهایی می‌باشد که توسط صنعت برای کاهش و مدیریت آلودگی (هوا و آب) تولید یا مصرف می‌شوند. برای برآورد مدل، از داده‌های تابلویی برای سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۶ و نمونه‌ای از ۱۳۱ کشور در حال توسعه و ۱۹۶ مقصد صادراتی به روش اثرات ثابت است. نتایج نشان می‌دهد که محدودیت نهادی از منظر مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی و کیفیت محیط نهادی کشورهای مبدأ در جریان صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی تأثیر دارد. این نتیجه از منظر مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی مقاصد صادراتی نیز صادق بوده و بنابراین در کنار عوامل سنتی مؤثر بر تجارت بین‌المللی، محدودیت‌های نهادی محرک قوی صادرات کالاهای مدیریت‌کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه و مقاصد صادراتی آنها است. لذا سیاست‌های مبتنی بر محدودیت نهادی از منظر مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه و مقصد، به جریان صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی کمک می‌نماید و زمینه‌ساز مشارکت کشورهای در حال توسعه در زنجیره ارزش جهانی و منطقه‌ای کالاهای زیست‌محیطی است.

واژگان کلیدی: صادرات، مقررات زیست‌محیطی، حاکمیت قانون، کیفیت مقررات، کشورهای در حال توسعه، کالاهای مدیریت کننده آلودگی
طبقه‌بندی JEL: F14, O14, O24, Q58

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد دهاقان، دانشگاه آزاد اسلامی، دهاقان، ایران.
Email: behnam.nemati61@gmail.com
۲. دانشیار اقتصاد بین‌الملل، گروه مدیریت، واحد مبارکه، دانشگاه آزاد اسلامی، مبارکه، ایران (نویسنده مسؤول)
Email: f_karimi110@yahoo.com
۳. دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
Email: saeedkarimzade@yahoo.com

۱. مقدمه

امروزه جهانی‌شدن که به‌طور فزاینده‌ای با ادغام تجارت و جریان سرمایه همراه بوده، باعث ایجاد برخی از مشکلات زیست‌محیطی جهانی شامل تغییرات آب‌وهوا و آلودگی شده است (دای و همکاران[1]، ۲۰۲۱). البته از دهه ۱۹۷۰ به بعد، این واقعیت از اهمیت قابل‌ملاحظه‌ای در حوزه‌های تجارت بین‌الملل برخوردار شد؛ اما واقعیت این است که مسائل ناظر بر تجارت بین‌الملل و محیط‌زیست، خصلت چندبعدی و پیچیده‌ای دارند. به‌عنوان‌مثال، عدم تقارن‌های زیاد در محدودیت‌های نهادی فی‌مابین کشورها، می‌تواند ظرفیت تولیدی آن دسته از صنایعی که آلودگی زیست‌محیطی دارند را به سمت کشورها یا مناطقی با محدودیت‌های نهادی کمتر سوق دهد و توزیع فضایی تولید صنعتی و متعاقب آن، جریان‌های تجارت بین‌المللی را تغییر دهد. این امر بویژه در میان کشورهای صنعتی که در مقابله با تغییرات آب‌وهوایی آسیب‌پذیرند، نگرانی ایجاد کرده است. بسیاری از کشورهای صنعتی در این راستا، برنامه‌های کنترلی مهمی را برای بهبود شرایط زیست‌محیطی خود آغاز کردند.

در تلاش برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و تولید سبز، بیانیه وزیران در اجلاس سازمان تجارت جهانی (WTO) در دوحه، اهمیت کالاها و خدمات زیست‌محیطی را در خط مقدم مذاکرات جهانی مطرح کرد (باکتا و همکاران[2]، ۲۰۲۲). کالاهای زیست‌محیطی به کالاهایی گفته می‌شود که توسط صنعت استفاده یا تولید می‌شوند که آلودگی هوا و آب را کاهش داده و استفاده از منابع را در تولید، بهینه می‌کنند. بر اساس طبقه‌بندی سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD[3])، کالاهای زیست‌محیطی برحسب نظام استاندارد هماهنگ کالا (HS[4]) و بر مبنای کدهای شش رقمی، شامل سه دسته گروه کالایی ذیل است (استینبلیک[5]، ۲۰۱۵):

- کالاهای فناوری‌بر و محصولات پاک‌تر (شامل سه گروه کالایی شش رقمی HS)
- گروه کالایی مدیریت منابع (۱۸ گروه کالایی شش رقمی HS)
- گروه کالایی مدیریت آلودگی (۱۳۵ گروه کالایی شش رقمی HS)

محدودیت‌های نهادی حوزه تجارت بین‌المللی کالاهای زیست‌محیطی، هرگونه محدودیت‌های رسمی نظیر مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی، کیفیت مقررات و حاکمیت قانون (شرایط کیفیت نهادی) هستند که توسط کشورها وضع می‌شود تا ساختار انگیزشی لازم برای تولید و تجارت کالاهای زیست‌محیطی را فراهم کنند. این محدودیت، مرز تولید و تجارت کالاهای زیست‌محیطی و سایر کالاها را دیکته می‌نماید که شرکت‌های تجاری و واحدهای تولید در آن کار می‌کنند و به این ترتیب، کنش متقابل قوانین بازی و رفتار کنشگران در صحنه تولید و تجارت بین‌الملل را قابل‌فهم می‌نمایند.

1. Dai *et al*. (2021).
2. Bacchetta *et al*. (2022).
3. Organization for Economic Co-Operation and Development
4. Harmonized System
5. Steenblik (2015).

شواهد تجربی محدودی وجود دارد که نشان داده است محدودیت‌های نهادی از منظر مقررات سخت‌گیرانه در صادرات کل کالاهای زیست‌محیطی (صرف‌نظر از نوع کالاها) فی‌مابین کشورهای در حال توسعه مؤثر می‌باشد (دای و همکاران، ۲۰۲۱؛ کانگ و لی[1]، ۲۰۲۱). این پرسش اساسی باقی مانده است که آیا شرایط کیفیت نهادی کشورهای در حال توسعه صادرکننده (کشور مبدأ) و شرکای تجاری (کشورهای مقصد) در جریان صادرات دوجانبه کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی نیز مؤثر است؟ اساساً رابطه محدودیت نهادی و صادرات کالاهای زیست‌محیطی برحسب گروه کالایی مدیریت کننده آلودگی چگونه است؟ تا زمان تدوین مقاله، مطالعات بسیار کمی در مورد چگونگی تأثیر محدودیت نهادی بر صادرات کالاهای زیست‌محیطی دوجانبه کشورهای در حال توسعه در گروه کالایی مدیریت کننده آلودگی و با در نظر گرفتن شرایط کیفیت نهادی صورت گرفته است.

این مقاله می‌تواند از دو منظر به بحث نقش محدودیت‌های نهادی بر رشد صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه کمک کند: نخست، اینکه عوامل مؤثر بر جریان صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه بویژه از منظر شرایط کیفیت محیط نهادی در قالب مدل جاذبه و با لحاظ متغیرهای سنتی (اندازه بازار، مسافت و زبان مشترک)، شناسایی و معرفی می‌شود. دوم، به‌طور خاص، تفاوت‌های تأثیرگذاری محدودیت‌های نهادی بر صادرات کالاهای زیست‌محیطی دوجانبه کشورهای در حال توسعه، با توجه به نوع گروه کالاهای زیست‌محیطی شامل گروه کالاهای مدیریت کننده آلودگی بررسی می‌گردد.

مقاله از چهار بخش اصلی تشکیل شده است. بخش اول، شامل ادبیات موضوع که دربرگیرنده مبانی نظری و شواهد تجربی می‌باشد. در بخش دوم، مدل پیشنهادی برای تخمین ضرایب متغیرهای محدودیت نهادی ارائه می‌شود. بخش سوم، ناظر بر نتایج تخمین مدل و تحلیل می‌باشد. بخش چهارم، مشتمل بر نتیجه‌گیری و پیشنهادات است.

۲. ادبیات موضوع

نقطه شروع برای تحلیل تجارت بین‌المللی کالاهای زیست‌محیطی، مبتنی بر دیدگاه ساختارگرایان جدید است که ضمن توجه به موجودی عوامل تولید هر اقتصاد (نیروی کار، زمین و سرمایه)، به‌عنوان تعیین‌کننده مزیت نسبی کشورها در صادرات تأکید دارند که زیرساخت نرم هم به‌عنوان یک جزء دیگر به موجودی عوامل تولید اضافه شود. زیرساخت نرم شامل نهادها، مقررات، سرمایه اجتماعی، نظام‌های ارزشی و سایر ترتیبات اقتصادی و اجتماعی است (میرجلیلی، ۱۳۹۷). از زمانی که اولین مقررات زیست‌محیطی مهم در دهه ۱۹۷۰ تصویب شد، بحث‌های زیادی در مورد تأثیرات بالقوه آنها بر تجارت بین‌المللی و رقابت‌پذیری وجود داشته است (دچزلپرتره و ساتو[2]، ۲۰۱۷).

1. Kang & Lee (2021).
2. Dechezleprêtre & Sato (2017).

دو دیدگاه متفاوت و متضاد در ادبیات تجارت-محیط‌زیست در مورد اثرات عوامل نهادی نظیر سیاست‌های زیست‌محیطی بر تجارت بین‌المللی وجود دارد: فرضیه پناهگاه آلودگی[1] و فرضیه پورتر[2].

۱-۲. فرضیه پناهگاه آلودگی

بسیاری از ادبیات اولیه تجارت-محیط‌زیست، فرضیه پناهگاه آلودگی را با بررسی تأثیر کلی تجارت بین‌المللی بر کیفیت محیط‌زیست مورد آزمایش قرار دادند. فرضیه پناهگاه آلودگی که بر اساس تئوری تجارت و یک دیدگاه بدبینانه است، به بیش از سی سال قبل بازمی‌گردد (پتیگ[3]، ۱۹۷۶؛ مک گوایر[4]، ۱۹۸۲)، و پیش‌بینی می‌کند که در کشورهایی که سیاست‌های زیست‌محیطی سخت‌گیرانه‌تری (مانند مالیات‌های زیست‌محیطی) دارند، در تولید کالاهای زیست‌محیطی و پاک، در مقایسه با صنایع آلاینده، از مزیت نسبی برخوردارند و در طول زمان، تولیدات آلاینده را به سمت کشورهای کم‌هزینه و فاقد قوانین زیست‌محیطی نظیر کشورهای در حال توسعه سوق می‌دهند و این کشورها را به بهشت‌های آلودگی تبدیل می‌کنند (لوینسون و تیلور[5]، ۲۰۰۸).

بنابراین با آزادسازی تجارت، کشورهای توسعه‌یافته (که در آنها قوانین زیست‌محیطی، قوی‌تر و کاراتر است) از طرق مختلف، من‌جمله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، صنایع و تولیدات آلاینده خود را به کشورهای درحال‌توسعه ضعیف از نظر قوانین زیست‌محیطی، منتقل می‌کنند و واردکننده محصولات صنایع آلاینده می‌شوند و در عوض به تولید و صادرات کالاهای زیست‌محیطی و پاک اقدام می‌کنند. همچنین رقابت بین‌المللی سبب می‌شود تا دولت‌ها در کشورهای در حال توسعه، از برخی قوانین و استانداردهای زیست‌محیطی آگاهانه چشم‌پوشی کنند (بهرامی و همکاران، ۱۳۹۸). آسان گرفتن قوانین زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه (سیاست آگاهانه)، باعث تخصص در صادرات کالاهای آلاینده و درنتیجه، کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شود. چنین پدیده‌ای، فرضیه رقابت در جهت نزول[6] نامیده می‌شود (ویلر و همکاران[7]، ۲۰۰۱؛ فرانکل[8]، ۲۰۰۹).

از سوی دیگر، طبق نظر فرانکل (۲۰۰۹)، با افزایش بین‌المللی استانداردهای زیست‌محیطی، محیط‌زیست می‌تواند از تجارت سود ببرد. تجارت آزاد باعث گسترش مفهوم حفاظت از محیط‌زیست از طریق استفاده (واردات) کالاهای سازگار با محیط‌زیست و ورود شرکت‌های چند ملیتی می‌شود که به "مسابقه به سمت بالا[9]" منجر می‌گردد زیرا کشورها از این استانداردهای بالای زیست‌محیطی پیروی می‌کنند.

---

1. Pollution Haven Hypothesis
2. Porter Hypothesis
3. Pethig (1976).
4. McGuire (1982).
5. Levinson (2008).
6. Race to the Bottom
7. Antweiler *et al*. (2001).
8. Frankel (2009).
9. Race to the Top

گروسمن و کروگر[1] (۱۹۹۵)، ارتباط میان تجارت بین‌المللی و محیط‌زیست را با سه ویژگی رشد اقتصادی (اثر مقیاس)، تغییر در ترکیب کالاهای تولیدی (اثر ترکیب) و شدت مقررات زیست‌محیطی (اثر فناوری) نشان دادند. بر اساس این دیدگاه، گسترش تأثیر تجارت بر کیفیت محیط‌زیست، به برآیند اثرهای مقیاس، ترکیب و فنی بستگی دارد. در صورتی که اثر فنی بر اثر مقیاس و اثر ترکیب غلبه کند، تغییر در فن و شیوه تولید، به سمت استفاده از فناوری‌های پاک و تولید دوستدار محیط‌زیست و کالاهای زیست‌محیطی را نشان می‌دهد. در صورتی که میزان تأثیر اثر ترکیب به نوع مزیت نسبی بستگی دارد. چنانچه کشوری در تولید کالاهای دوستدار محیط‌زیست مزیت نسبی داشته باشد و در تولید آن کالاها تخصص یابد، اثر ترکیب در جهت تولید کالاهای زیست‌محیطی است و درنتیجه، کیفیت محیط‌زیست افزایش می‌یابد (کوپلند و تیلور[2]، ۲۰۰۳).

چنانچه اثر فنی بر مجموع اثرات مقیاس و ترکیب (کشوری با مزیت نسبی در صنایع پاک و دوستدار محیط‌زیست) بر اثر مقیاس غالب شود، آنگاه گسترش تجارت، اثرات مثبت بر تجارت بین‌المللی کالاهای زیست‌محیطی دارد (هو و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

۲-۲. فرضیه پورتر

فرضیه پورتر (پورتر و واندرلیند[4]، ۲۰۰۵a) استدلال می‌کند که سیاست‌های زیست‌محیطی سخت‌گیرانه‌تر می‌توانند تأثیر مثبت خالصی بر رقابت‌پذیری واحدهای صنعتی داشته باشند، زیرا چنین سیاست‌هایی باعث بهبود کارآیی و کاهش هزینه‌ها می‌شوند که به نوبه خود باعث کاهش انتشار آلودگی می‌گردد. هزینه‌های نظارتی و تقویت نوآوری در فناوری‌های جدید ممکن است به واحدهای صنعتی کمک کند تا به رهبری فناوری بین‌المللی دست یابند و سهم بازار خود را در زمینه کالاهای زیست‌محیطی نیز گسترش دهند. شواهد قوی مبنی بر اینکه مقررات زیست‌محیطی باعث فعالیت نوآورانه در فناوری‌های پاک‌تر می‌شود، وجود دارد (دچزلپرتره وساتو، ۲۰۱۷).

فرضیه پورتر دیدگاه پویاتری دارد که سیاست‌های سخت‌گیرانه‌تر باید سرمایه‌گذاری بیشتری را در توسعه فناوری‌های جدید و صرفه‌های اقتصادی تولید کالاهای زیست‌محیطی ایجاد کند. پورتر و ون‌درلیند[5] (۱۹۹۵b) پا را فراتر گذاشته و استدلال می‌کنند که مقررات زیست‌محیطی در واقع می‌تواند نوآوری‌هایی را ایجاد کند که باعث کاهش هزینه‌های کلی تولید و افزایش رقابت‌پذیری واحدهای صنعتی تولیدکننده کالاهای زیست‌محیطی و پاک شود (مور[6]، ۲۰۰۲).

1. Grossman & Krueger (1995).
2. Opeland & Taylor (2004).
3. Hu *et al*. (2020).
4. Porter & Van Der Linde (1995a).
5. Porter & Van Der Linde (1995b).
6. Mohr (2002).

پاسورکا[1] (۲۰۰۸)، شواهدی پیدا می‌کند که تفاوت در سختگیری‌های زیست‌محیطی در بین کشورها باعث ایجاد تفاوت‌های مهم در هزینه‌های کاهش آلودگی می‌شود. نکته مهم، تفاوت در هزینه‌های نسبی ممکن است نه‌تنها از سخت‌گیری مقررات، بلکه از ماهیت و طراحی آن ناشی شود (ایرالدو و همکاران[2]، ۲۰۱۱)، بویژه به دلیل عدم قطعیت مرتبط با انواع مختلف ابزارهای اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی (گولدر و پری[3]، ۲۰۰۸).

۳. شواهد تجربی

آخرین مقالات محققان خارجی، داخلی و همچنین سازمان‌های مرتبط بین‌المللی در خصوص عوامل تعیین‌کننده جریان تجارت بین‌المللی کالاهای زیست‌محیطی، گویای چند نکته کلیدی ذیل است:

اولاً، بیشتر مطالعات خارجی متمرکز بر تأثیر مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی بر تجارت کالاهای زیست‌محیطی بوده، که در اغلب این مطالعات، از کل آمار ارزش صادرات کالاهای زیست‌محیطی و شاخص شدت انرژی به‌عنوان شاخص جایگزین مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی استفاده شده، درحالی‌که در این مطالعه، به بررسی کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی که بیشترین سهم از کالاهای زیست‌محیطی را اختصاص می‌دهد، مورد تأکید است. همچنین در سوابق تحقیق، به شاخص‌های جایگزین دیگر نظیر کیفیت مقررات و حاکمیت قوانین (مؤلفه‌های حکمرانی) بر تجارت کالاهای زیست‌محیطی بسیار محدود پرداخته شده است.

ثانیاً، اغلب مطالعات انجام شده با تأکید بر کشورهای توسعه همکاری اقتصادی (OECD) بوده و مطالعات بسیار کمی به بررسی عوامل مؤثر بر تجارت کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه متمرکز شده است.

ثالثاً، در داخل کشور تا زمان تهیه این مقاله، هیچ‌گونه مطالعه‌ای در ارتباط با تجارت بین‌المللی کالاهای زیست‌محیطی انجام نشده، و در اغلب مطالعات داخلی، به تأثیر عوامل مؤثر بر کیفیت محیط‌زیست و ارتباط متغیرهای زیست‌محیطی با رشد اقتصادی پرداخته شده، و در برخی دیگر از مطالعات داخلی، به تأثیر حکمرانی خوب و مؤلفه‌های تعیین‌کننده آن و همچنین متغیرهای قیمتی بر کیفیت محیط‌زیست، تأکید شده است.

دای و همکاران (۲۰۲۱)، کانگ و لی (۲۰۲۱)، کانتور و چینچنگ[4] (۲۰۱۸)، و برز و برگ[5] (۱۹۹۷)، در چهارچوب مدل جاذبه، به تخمین تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر کل صادرات کالاهای

1. Pasurka (2008).
2. Iraldo & Frey (2011).
3. Oulder & Parry (2008).
4. Cantore & Chin Cheng (2018).
5. Van Beers (1997).

زیست‌محیطی و پاک پرداخته‌اند. «سختگیری مقررات زیست‌محیطی، یک عامل کلیدی در تجارت کالاهای زیست‌محیطی»، پیام اصلی مطالعات مذکور است.

تران[1] (۲۰۲۰)، به بررسی تأثیر پروتکل کیوتو بر تجارت دوجانبه در کالاهای زیست‌محیطی پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که صادرات کالاهای زیست‌محیطی توسط کشورهای کیوتو پس از لازم‌الاجرا شدن پروتکل بین ۳۱ تا ۳۲ درصد افزایش می‌یابد. نتایج نشان می‌دهد که تصویب پروتکل، می‌تواند منبع مزیت نسبی در تولید کالاهای زیست‌محیطی باشد.

لی[2] (۲۰۱۸)، با بررسی تأثیر سیاست‌های زیست‌محیطی سخت‌گیرانه بر صادرات کالاهای زیست‌محیطی کره جنوبی در چهارچوب مدل جاذبه طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست زیست‌محیطی سخت‌گیرانه شریک تجاری، تأثیر مثبتی بر صادرات کره دارد. ضمن اینکه سیاست زیست‌محیطی کره مطابق با فرضیه پورتر، نقش تعیین‌کننده‌ای بر افزایش صادرات کالاهای زیست‌محیطی این کشور دارد.

برخی مطالعات دیگر نظیر مطالعهٔ تامینی و سرخو[3] (۲۰۱۸)، تنها به بررسی آثار آزادسازی کالاها و خدمات زیست‌محیطی کشورهای عضو سازمان تجارت جهانی بر تجارت کالاهای زیست‌محیطی پرداخته‌اند.

مطالعات سورومی و همکاران[4] (۲۰۱۵)، جوگ و میرزا[5] (۲۰۰۵)، و هریس و همکاران[6] (۲۰۰۲)، به تأثیر مقررات زیست‌محیطی، تنها بر جریان‌های تجاری دوجانبه کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته متمرکز شده‌اند.

یکی از مطالعات مرتبط، مقاله کوستانتینی و کرسپی[7] (۲۰۰۸) است که به بررسی مقررات زیست‌محیطی و صادرات کالاهای زیست‌محیطی مبتنی بر فناوری‌های انرژی ۲۰ کشور OECD از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. آنها از طبقه‌بندی OECD HS1996 برای محدود کردن نمونه به کالاهای زیست‌محیطی مرتبط با فناوری‌های حوزه انرژی استفاده نموده و سایر متغیرهای توضیحی مانند تولید ناخالص داخلی، اندازه جمعیت، مسافت، تجربه استعماری گذشته، مساحت کل کشور، تعداد ثبت اختراعات مرتبط با انرژی (به‌عنوان معیاری برای نوآوری) و سطح انتشار دی‌اکسید کربن (به‌عنوان معیاری برای سنجش کارآیی مقررات) را نیز لحاظ کرده‌اند. نتایج تجربی، تأثیر مثبت و معنادار مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی را بر صادرات کالاهای زیست‌محیطی نشان می‌دهد.

1. Tran, Trang My (2020).
2. Lee, Minkyung (2018).
3. Tamini & Sorgho (2018).
4. Tsurumi *et al*. (2015).
5. Jug (2005).
6. Harris *et al*. (2002).
7. Costantini & Crespi (2008).

جدول ۱: فهرست مهم‌ترین مطالعات مرتبط با عوامل مؤثر بر صادرات کالاهای زیست‌محیطی

نویسندگان	حوزه مطالعاتی	دوره زمانی و پوشش مطالعاتی	روش تخمین	یافته‌ها
هوانگ و وو[1] (۲۰۲۲)	بررسی تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر صادرات با استفاده از داده‌های تابلویی	۱۸ کشور تجاری بزرگ از ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۶	رگرسیون تابلویی	وجود رابطه U شکل بین مقررات زیست‌محیطی و توسعه تجارت
باکتا و همکاران (۲۰۲۲)	مدل‌سازی کمی اثرات تجارت و انتشار	۲۰۲۲-۲۰۰۲ مدل‌سازی کمی برای ایجاد پیش‌بینی‌ها بر روی تجارت، تولید ناخالص داخلی و اثرات انتشار کالاهای زیست‌محیطی مرتبط با انرژی	شبیه‌سازی با پروژه مدل تجارت جهانی WTO	افزایش صادرات در سطح جهانی و در بیشتر مناطق، افزایش اندک در تولید ناخالص داخلی در همه مناطق به دلیل کاهش تعرفه‌ها و افزایش بهره‌وری انرژی، به‌طور متوسط، به کاهش انتشار جهانی منجر می‌شود.
دای و همکاران (۲۰۲۱)	تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر جریان‌های تجاری و کالاهای زیست‌محیطی	۲۰۱۳-۱۹۸۹ ۱۱۲ کشور صادرکننده و ۵۳ کشور واردکننده کالاهای زیست‌محیطی	مدل جاذبه به روش حداکثر درست‌نمایی پواسون (PPML)	تأثیر مقررات زیست‌محیطی بر صادرات کالاهای زیست‌محیطی
کانگ و لی (۲۰۲۱)	اثرات سیاست‌های زیست‌محیطی بر تجارت جهانی سبز	۲۰۱۹-۱۹۹۰ کشورهایی با درآمد بالا، متوسط و کم	مدل جاذبه به روش حداکثر درست‌نمایی پواسون (PPML)	تأثیر مالیات‌های زیست‌محیطی بر صادرات کالاهای پاک
کانتور و چینچنگ (۲۰۱۸)	تجارت بین‌المللی کالاهای زیست‌محیطی	۲۰۱۴-۱۹۹۹ تعداد ۷۱ کشور	مدل جاذبه به روش اثرات ثابت	تأثیر مقررات زیست‌محیطی در تجارت کالاهای زیست‌محیطی
تامینی و سرخو (۲۰۱۸)	کشش هزینه‌های تجارت و کالاهای زیست‌محیطی	۲۰۱۲-۱۹۹۵ ۳۴ کشور عضو OECD در تجارت با ۱۶۷ کشور	مدل جاذبه به روش اثرات ثابت	تأثیر موانع تعرفه‌ای در صادرات کالاهای زیست‌محیطی
کوستانتینی و کرسپی (۲۰۰۸)	مقررات زیست‌محیطی و پویایی صادرات مبتنی بر فناوری‌های انرژی	۲۰۰۵-۱۹۹۶ ۲۰ کشور OECD	مدل جاذبه به روش اثرات ثابت	تأثیر مثبت و معنادار مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی در صادرات کالاهای زیست‌محیطی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Huang & Wu

۴. معرفی مدل

مدل جاذبه، به‌عنوان یک ابزار اقتصادسنجی و یکی از پرکاربردترین مدل‌های تجربی در حوزه تجارت بین‌المللی است که به‌طور گسترده توسط محققانی که به دنبال توضیح دلایل جریان تجاری دوجانبه کشورها می‌باشند، مورد استفاده قرار می‌گیرند (بلوغ و همکاران[1]، ۲۰۲۱؛ بورخس آگویار[2]، ۲۰۱۹).

در این مطالعه، با مبنا قرار دادن مطالعات تجربی صورت گرفته در زمینه کالاهای زیست‌محیطی توسط کانتور و چینچنگ (۲۰۱۸)، کانگ و لی (۲۰۲۱)، و دای و همکاران (۲۰۲۱)، مدل جاذبه پیشنهادی با افزودن متغیر شاخص کیفیت محیط نهادی و مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی در کنار متغیرهای سنتی نظیر اندازه اقتصاد و همچنین بعد مسافت به شرح معادله زیر است:

$$\begin{aligned} \mathrm{LEX}_{ijt} = {} & \gamma_0 + \gamma_1 LGDPPC_{it} + \gamma_2 LGDPPC_{jt} + \gamma_3 LERE_{it} + \gamma_4 LERE_{jt} \\ & + \gamma_5 (LRLRQ_{it}) \\ & + \gamma_6 (LRLRQ_{jt}) + \gamma_7 LETENSW_{it} \\ & + \gamma_8 LETENSW_{jt} + \gamma_9 LDISTWEGHIT_{ij} + v_i + u_j + \delta_t \\ & + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \qquad (۱)$$

در این مدل، LEX لگاریتم ارزش صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی برحسب دلار، i کشور مبدأ شامل کشورهای در حال توسعه، و j کشور مقصد (واردکننده) می‌باشند. ارزش صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه با شرکای تجاری، از پایگاه اطلاعات تجاری بانک جهانی[3] به تفکیک کدهای HS در سطح ردیف‌های تعرفه شش رقمی و بر اساس تعریف OECD جمع‌آوری شده که شامل تعداد ۱۲۱۵۹۴ زوج کشور در مقطع زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۶ می‌باشد. در این قسمت، عوامل تعیین‌کننده در صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی مورد بررسی قرار گرفته، و البته انتخاب عوامل تعیین‌کننده در این مطالعه کمی دشوار بوده، زیرا مطالعات محدودی در این زمینه انجام شده است. با توجه به پیشینه تحقیق، اثر متغیرهای زیر در نظر گرفته می‌شود:

شاخص مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی (LETENSW): در مدل به پیروی از مطالعات وین وبر و همکاران (۱۹۹۷)، هریس و همکاران (۲۰۰۲)، و کانگ و لی (۲۰۲۱)، از شاخص جایگزین شدت انرژی[4] (ETENSW) استفاده می‌شود. شدت انرژی به‌عنوان مصرف انرژی اولیه به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی (برحسب قدرت خرید بر مبنای ارزش دلار در سال ۲۰۱۱) برحسب کیلووات ساعت اندازه‌گیری می‌شود. هراندازه ارزش شاخص برای یک کشور کمتر باشد، به معنای شدت مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی آن کشور است. برعکس هراندازه شاخص شدت انرژی

1. Balogh & Borges Aguiar (2022).
2. Borges & Cossu (2019).
3. World Bank (2021a).
4. Energy Intensity

بیشتر باشد، به معنای مقررات سُست زیست‌محیطی است. این شاخص برای کشورهای در حال توسعه ($LETENSW_i$) و مقاصد صادراتی آنها ($LETENSW_j$)، از پایگاه اطلاعات مرتبط با دانشگاه آکسفورد جمع‌آوری شده است[1]. با توجه به مطالعات قبلی، ضرایب این شاخص نامشخص است (کانگ و لی، ۲۰۲۱).

شاخص کیفیت محیط نهادی (LRLRQ): به پیروی از مطالعات الوارز و همکاران[2] (۲۰۱۸)، مارتینز و مارکز[3] (۲۰۱۸)، و دای و همکاران (۲۰۲۱)، برای نشان وضعیت کیفیت محیط نهادی اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی، از حاصل ضرب مؤلفه‌های حکمرانی خوب شامل کیفیت مقررات (RQ[4]) و حاکمیت قانون (RL[5]) شاخص حکمرانی بانک جهانی در مدل استفاده می‌شود. شاخص کیفیت مقررات، مفهوم کنترل قیمت‌ها، نظارت بر سیستم بانکی و مواردی از قبیل عدم تحمیل فشار بر صاحبان کسب‌وکار، به‌منظور توسعه تجارت، مدنظر قرار می‌گیرد (کافمن و همکاران[6]، ۲۰۰۲)، به عبارت دیگر، منظور از این شاخص، قابلیت دولت در تدوین و اجرای سیاست‌ها و مقرراتی است که سبب گسترش حضور و فعالیت‌های بخش خصوصی می‌شود. همچنین شاخص حاکمیت قانون، میزان اجرا و اطمینان واقعی از قوانین در یک جامعه را نشان می‌دهد.

این شاخص‌ها از پایگاه شاخص حکمرانی خوب بانک جهانی جمع‌آوری شده است (بانک جهانی[7]، ۲۰۱۸). این شاخص‌ها در بازه مثبت ۲/۵ تا منفی ۲/۵ می‌باشد که هرچه به سمت منفی میل کند، بیانگر بدتر شدن حکمرانی بر مبنای هر یک از این مؤلفه‌ها است. با توجه به نمایی بودن مدل جاذبه، متغیرهای مدل به‌صورت لگاریتمی خواهد بود. بدین ترتیب در مدل، هر یک از شاخص‌های کیفیت مقررات و حاکمیت قانون، بین صفر و یک استاندارد[8] شده است. انتظار می‌رود با افزایش شاخص کیفیت محیط نهادی کشورهای مبدأ ($LRLRQ_i$) و کشورهای مقصد ($LRLRQ_j$)، جریان صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی به کشورهای مقصد افزایش یابد.

سرانه تولید ناخالص داخلی سرانه (LGDPPC): به پیروی از مطالعه دای و همکاران (۲۰۲۱)، از متغیر لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی[9] کشورهای مبدأ ($LGDPPC_i$) و مقصد ($LGDPPC_j$)، به‌عنوان شاخصی برای نشان دادن سطح توسعه‌یافتگی اقتصادی استفاده می‌شود. انتظار می‌رود با افزایش میزان توسعه‌یافتگی اقتصادی، جریان صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه به مقاصد صادراتی افزایش یابد. این شاخص نشان می‌دهد که اقتصادهای ثروتمندتر، منابع و

1. https://ourworldindata.org/grapher/energy-intensity
2. Álvarez *et al*. (2018).
3. Martínez-Zarzoso & Márquez-Ramos(2018)
4. Regulatory Quality
5. Rule of Law
6. Kaufmann *et al*. (2002).
7. http://info.worldbank.org/governance/wgi/Home/Documents
8. برای استاندارد سازی از روش $(x - \min(x))/(\min(x) - \max(x))$ استفاده می‌گردد.
9. GDP Per Capita, PPP (constant 2017 international $)

دریافت‌کنندگان اصلی کالاهای زیست‌محیطی هستند و این شاخص، از بانک جهانی و پایگاه داده بانک جهانی[1] (WDI[2]) گرفته شده است.

نرخ ارز: یکی از متغیرهای کلان و تأثیرگذار بر جریان تجارت دوجانبه کشورهای در حال توسعه، نرخ ارز می‌باشد که دولت‌های کشورهای در حال توسعه به‌عنوان ابزاری برای تحریک صادرات استفاده می‌کنند (سیوم[3]، ۲۰۰۴؛ روباتوم و همکاران[4]، ۲۰۱۴؛ هونیگناو[5]، ۲۰۱۷؛ کانگ و داگلی، ۲۰۱۸؛ آدوویی و همکاران[6]، ۲۰۲۰؛ و نوروزی، ۱۳۹۸).

انتظار می‌رود هر چه نرخ ارز کشورهای در حال توسعه نیرومندتر باشد، صادرات آن کشور در عرصه کالاهای زیست‌محیطی افزایش یابد. در این مطالعه، از شاخص نرخ ارز مؤثر واقعی[7] (ERE) استفاده می‌گردد. اطلاعات این شاخص از پایگاه آماری بانک جهانی جمع‌آوری شده است.

شاخص بعد مسافت (DISTWEGHIT): هزینه‌های حمل و نقل، اثری بسیار مهم بر اندازه تجارت بین‌الملل کشورها و توزیع آن دارند. به دلیل کمیاب بودن داده‌های معتبر در زمینه حمل و نقل، در بسیاری از پژوهش‌های مرتبط با مقاله حاضر، غالباً از «فاصله جغرافیایی» به‌عنوان یک پراکسی برای هزینه‌های حمل و نقل استفاده می‌شود (دای و همکاران، ۲۰۲۱؛ و کانتور و چینچنگ، ۲۰۱۸). در بحث تجارت دوجانبه، این نکته به حقیقتی تبدیل شده است که رابطه‌ای منفی میان مسافت و اندازه جریان‌های داد و ستد بین کشورها وجود دارد (اندرسون ون ونیکوپ[8]، ۲۰۰۴؛ دیسدیر و هد[9]، ۲۰۰۸؛ و هد و همکاران[10]، ۲۰۱۴).

در این مطالعه، از شاخص میانگین وزنی بُعد مسافت و دور بودن[11] استفاده می‌شود که فاصله جغرافیایی یک کشور از شرکای تجاری‌اش را نشان می‌دهد و وزن‌های مورد استفاده در آن، درآمد شرکای تجاری است (وی[12]، ۱۹۹۶). این شاخص، هزینه‌های داد و ستدی را پراکسی می‌کند که کشورها در فرایند صدور، به بازارهای مهم متحمل می‌شوند.

در مدل، t نشان‌دهنده سال، v_i و u_j با اثر ثابت کشوری، δ_t اثر ثابت دوره‌ای و ε_{ijt} خطای تصادفی است که با متغیرهای مستقل همبستگی ندارد. مدل به‌صورت پنل دیتا و در صورت وجود مانایی، تخمین زده می‌شود و انواع آزمون برای رسیدن به مدل مطلوب انجام می‌گیرد. مهم‌ترین آزمون‌هایی که در این مقاله انجام گرفت، شامل آزمون اف لیمر و هاسمن و آزمون ناهمسانی واریانس

1. https://datatopics.worldbank.org/world-development-indicators/
2. World Development Indicator
3. Seyoum (2004).
4. Rowbotham *et al*. (2014).
5. Hunegnaw (2017).
6. Adewuyi & Olubiyi (2020).
7. Real Effective Exchange Rate Index (2010 = 100)
8. Anderson & Wincoop (2004).
9. Disdier & Head (2008).
10. Head & Mayer (2014).
11. Remoteness
12. Wei (1996).

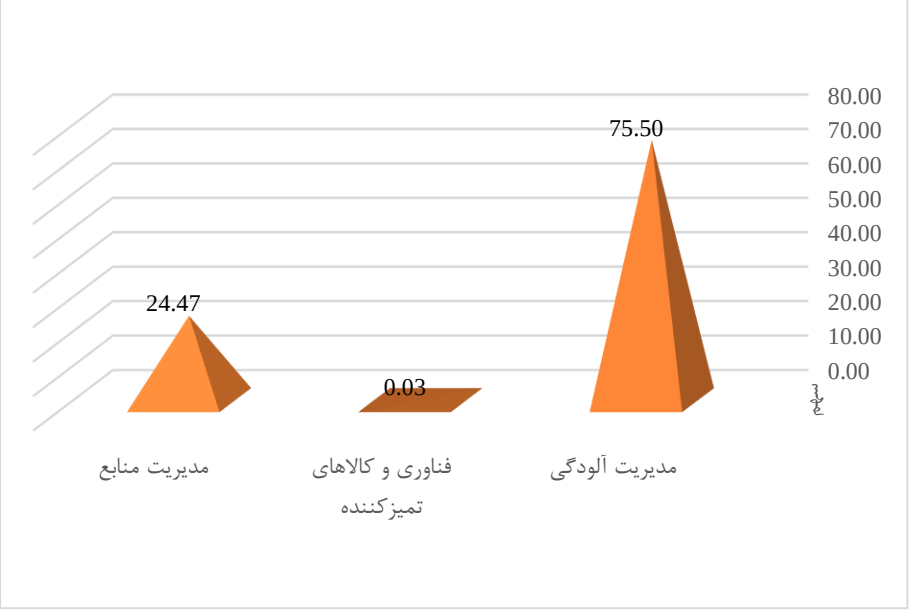
و همبستگی می‌باشد. برای قابل اطمینان‌تر نتایج مدل از نقطه‌نظر پایداری، باید تعداد مشاهدات به‌اندازه کافی بزرگ باشد که دوره مورد بررسی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۶ را در برمی‌گیرد.

۵. تخمین مدل و تحلیل نتایج

۵-۱. تحلیل توصیفی

بررسی وضعیت صادرات گروه کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه، نشان می‌دهد که سهم بالایی از صادرات کالاهای زیست‌محیطی، به گروه کالاهایی اختصاص دارد که به مدیریت آلودگی هوا و آب کمک می‌کنند. سهم گروه کالایی زیست‌محیطی که شامل پاک‌کننده آلودگی است، کمترین سهم را به خود اختصاص می‌دهد.

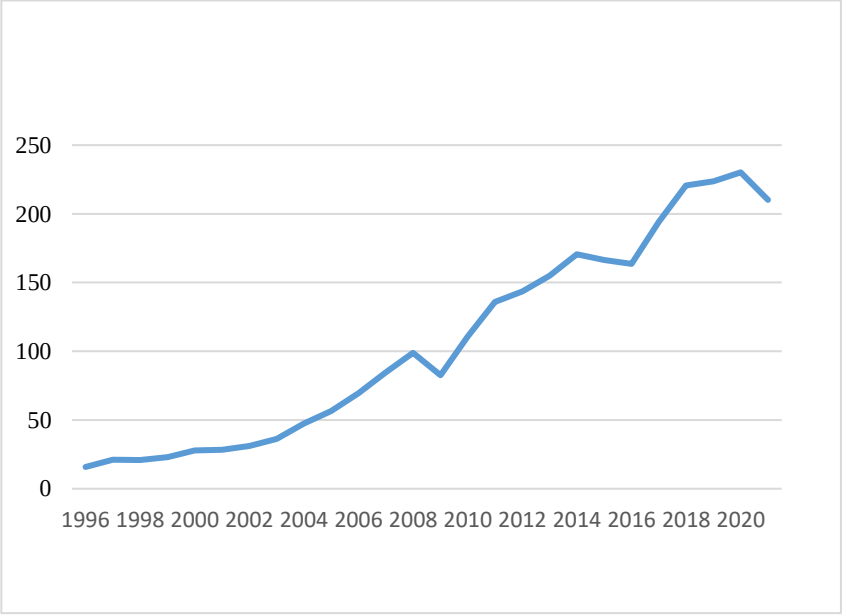
نمودار (۱)، متوسط سهم کشورهای در حال توسعه در صادرات گروه کالاهای زیست‌محیطی را طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۹۶ ارائه می‌کند. بر اساس این نمودار، صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی نزدیک به ۷۵/۵ درصد از کل صادرات کالاهای زیست‌محیطی را به خود اختصاص داده است. سهم صادرات گروه کالایی مدیریت کننده منابع نزدیک به ۲۴/۴۷ درصد می‌باشد. کمترین سهم نزدیک به ۰/۰۳ درصد، به گروه کالایی فناوری و تمیزکننده اختصاص دارد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: متوسط سهم صادرات گروه کالایی زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۶

نمودار (۲)، روند صادرات گروه کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۶ را ارائه می‌کند. بر اساس این نمودار، صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی، سالانه ۱۰/۹ درصد نرخ رشد را طی دوره مورد بررسی، تجربه کرده‌اند. نکته قابل‌توجه اینکه از سال ۲۰۰۳ به بعد، ارزش صادرات کالاهای مورد بررسی برای کشورهای در حال توسعه، افزایش یافته است. در این میان، عوامل مختلفی در صادرات گروه کالایی مذکور مؤثر هستند که در ادامه، ضریب اهمیت این عوامل در قالب تخمین مدل، مورد بررسی قرار می‌گیرد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: روند صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه

۲-۵. برآورد مدل جاذبه و تحلیل نتایج

۱-۲-۵. ایستایی متغیرهای مدل

قبل از تخمین مدل و به‌منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب و قابل‌اعتماد بودن نتایج تخمین‌ها، یکی از شرط‌های مهم و لازم، بررسی ایستایی متغیرهای مدل است. به همین جهت، ایستایی متغیرهای هریک از مدل‌های دوجانبه صادرات، با استفاده از آزمون لوین، لین (LLC)، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این آزمون و سطوح احتمال محاسبه شده، در جدول (۲) ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول، در سطح یک درصد، کلیه متغیرهای مدل صادرات کالای زیست‌محیطی به‌استثنای $LERE_j$ در سطح مانا هستند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد (LLC) متغیرهای مدل صادرات گروه کالایی زیست‌محیطی

شرح متغیرها	نام متغیر	گروه کالایی مدیریت آلودگی
لگاریتم صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشور i به کشور j	LEX_{ij}	-۱۸۰/۹۳۰ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت ۲۰۱۷ کشور مبدأ	$LGDPPC_i$	-۴۰/۰۷۲ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت ۲۰۱۷ کشور مقصد	$LGDPPC_j$	-۷۷/۶۲۶ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم نرخ ارز واقعی کشور مبدأ	$LERE_i$	-۱۰۳/۹۶۶ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم نرخ ارز واقعی کشور مقصد	$LERE_j$	۱۵۸/۲۱۸ (۱,۰۰۰)
کیفیت محیط نهادی (حاصل‌ضرب لگاریتم شاخص حاکمیت قانون و کیفیت مقررات) کشور مبدأ	$LRLRQ_i$	۱۴۸۵/۰۰ (۰/۰۰۰) ***
کیفیت محیط نهادی (حاصل‌ضرب لگاریتم شاخص حاکمیت قانون و کیفیت مقررات) کشور مقصد	$LRLRQ_j$	-۱۱۸/۹۱۰ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم شاخص شدت انرژی کشور مبدأ	$LETENSW_i$	-۱۱۳/۶۱۰ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم شاخص شدت انرژی کشور مقصد	$LETENSW_j$	-۱۳۹/۵۴۸ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم مسافت وزنی بین کشور مبدأ و مقصد	$LDISTWEGHIT_{ij}$	-۸۶/۱۸۸ (۰/۰۰۰) ***

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** معنی داری در سطح ۹۹ درصد اطمینان)

۲-۲-۵. آزمون روش تخمین مدل

جدول (۳)، نتایج آزمون اف لیمر و هاسمن برای مدل‌های صادرات گروه کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه را ارائه می‌کند. بر اساس نتایج این جدول، مقدار آماره اف لیمر محاسباتی برای کلیه مدل‌های مورد بررسی در سطح ۱ درصد معنادار می‌باشد و فرضیه مبنی بر درستی ادغام روی دوره زمانی مورد بررسی برای مدل‌های این مطالعه، مورد تأیید آماری قرارگرفتهبر اساس مقدار آماره هاسمن برای مدل مذکور، مدل با اثرات ثابت انتخاب شده است. همچنین نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی و خود همبستگی نیز گویای خوبی برازش مدل‌ها است که در سطح یک درصد معنادار می‌باشند.

جدول ۳: پیش‌آزمون‌های انجام شده برحسب مقدار آماره (سطح معناداری) مدل‌های صادرات متقابل کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه

آزمون	اف لیمر (آزمون داده‌های تلفیقی یا داده‌های پنلی)	هاسمن (آزمون انتخاب روش اثرات ثابت یا تصادفی)
گروه کالایی مدیریت آلودگی	۳/۹۶۷ (۰/۰۰۰) ***	۳۳۸/۰۵۸ (۰/۰۰۰) ***
سه ستاره (***)، ۹۹ درصد سطح معناداری، دو ستاره (**)، ۹۵ درصد و یک ستاره (*)، ۹۰ درصد سطح معناداری		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۲-۵. تخمین مدل جاذبه

جدول (۴)، نتایج تخمین مدل صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی و شاخص مقررات زیست‌محیطی و کیفیت محیط نهادی کشورهای در حال توسعه به روش اثرات ثابت را ارائه می‌کند. بر اساس نتایج تخمین مدل، رابطه معنادار بین شاخص مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی کشورهای مبدأ و مقصد با صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه، مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. لذا مطالعه حاضر، نوید این مطلب است که مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی کشورهای مبدأ و مقصد برای تأثیرگذاری بر صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه، مهم است.

بر اساس نتایج جدول ۴، ضریب متغیر شاخص مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی برای کشورهای در حال توسعه مبدأ ($LETENSW_i$) و برای کشورهای در حال توسعه مقصد ($LETENSW_j$)، دارای علامت مورد انتظار و منفی، به ترتیب، ۰/۶۱۲ و ۰/۲۰۰ واحد و در سطح یک و ۱۰ درصد معنادار می‌باشد. لذا با افزایش سالانه یک درصد شاخص جایگزین مقررات زیست‌محیطی (معادل کاهش مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی) کشورهای در حال توسعه، ارزش صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی ۰/۶۱۲ درصد کاهش پیدا می‌کند؛ در حالی که با افزایش سالانه یک درصد تغییرات شاخص مذکور ($LETENSW_j$) برای کشور مقصد (کاهش مقررات زیست‌محیطی)، ارزش صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه، ۰/۲۰۰ درصد کاهش پیدا می‌کند.

بر اساس نتایج تخمین مدل، رابطه معنادار بین شاخص کیفیت محیط نهادی کشورهای در حال توسعه مبدأ ($LRLRQ_i$) با صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی، مورد تأیید آماری قرار می‌گیرد. لذا این نتیجه، نشان می‌دهد که شرایط محیط نهادی این کشورها برای تأثیرگذاری بر صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی، مهم بوده است، اما این رابطه برای کشورهای مقصد، مورد تأیید آماری قرار نگرفته است. ضریب متغیر شاخص کیفیت محیط نهادی ۰/۶۳۷ واحد و دارای علامت مثبت و در سطح یک درصد، معنادار می‌باشد. لذا به‌طور متوسط، با افزایش یک درصد تغییرات شاخص کیفیت محیط نهادی کشورهای در حال توسعه، ارزش صادرات کالاهای مدیریت کننده

آلودگی، ۰/۶۳۷ درصد افزایش پیدا می‌کند. میزان رابطه کیفیت محیط نهادی کشورهای مبدأ که نمایانگر محیط اقتصادی و تجاری کشورهای در حال توسعه صادرکننده کالاهای زیست‌محیطی است، تأثیر مستقیمی بر جریان صادرات دارد. این نتیجه، می‌تواند به دلیل اهمیت بالای کیفیت محیط نهادی کسب‌وکار کشورهای در حال توسعه در تأثیرگذاری بر جریان صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی باشد.

جدول ۴: نتایج تخمین مدل صادرات گروه کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه به روش اثرات ثابت

شرح متغیرها	نام متغیر	گروه کالایی مدیریت آلودگی
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت ۲۰۱۷ کشور مبدأ	LGDPPCi	۲/۶۹۵ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت ۲۰۱۷ کشور مقصد	LGDPPCj	۱/۷۱۲ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم نرخ ارز واقعی کشور مبدأ	LEREi	۰/۴۶۳ (۰/۰۰۹) ***
لگاریتم نرخ ارز واقعی کشور مقصد	LEREj	-۰/۴۴۲ (۰/۰۰۵) **
کیفیت محیط نهادی (حاصل‌ضرب لگاریتم شاخص حاکمیت قانون و کیفیت مقررات) کشور مبدأ	LRLRQi	۰/۶۳۷ (۰/۰۰۰) ***
کیفیت محیط نهادی (حاصل‌ضرب لگاریتم شاخص حاکمیت قانون و کیفیت مقررات) کشور مقصد	LRLRQj	۰/۰۴۵ (۰/۱۶۵)
لگاریتم شاخص شدت انرژی کشور مبدأ	LETENSWi	-۰/۶۱۲ (۰/۰۰۰) ***
لگاریتم شاخص شدت انرژی کشور مقصد	LETENSWj	-۰/۲۰۰ (۰/۰۳۵) *
لگاریتم مسافت وزنی بین کشور مبدأ و مقصد	LDISTWEGHITij	-۰/۹۰۴ (۰/۰۰۷) ***
عرض از مبدأ	C	-۲۹/۲۶۹ (۰/۰۰۰) ***
ضریب تعیین	R-squared	۰/۸۷
دوربین واتسون	D-W	۱/۹۰
آزمون خود همبستگی	آماره وولدریج (۲۰۰۲)	۵۵۴۱/۷F=
آزمون واریانس ناهمسانی	والد اصلاح شده	۹۱۴۲/۶X^2=
سه ستاره (***)، ۹۹ درصد سطح معناداری، دو ستاره (**)، ۹۵ درصد و یک ستاره (*)، ۹۰ درصد سطح معناداری		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی نتایج تخمین ضرایب سایر متغیرهای کنترل مدل شامل تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مبدأ ($LGDPPC_i$) و تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مقصد ($LGDPPC_j$)، حاکی از آن است که متغیرهای مذکور در مدل صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه، در سطح آماری ۱ درصد، معنی‌دار و مثبت می‌باشد؛ بنابراین، افزایش نرخ رشد سرانه اقتصادی کشورهای مقصد و مبدأ، به افزایش صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه منجر می‌شود. به‌طور متوسط، با افزایش یک درصد در رشد سرانه اقتصادی کشورهای در حال توسعه و کشورهای مقصد، به ترتیب، نرخ رشد صادرات بیش از ۲/۶۹۵ و ۱/۷۱۲ درصد افزایش می‌یابد.

دومین متغیر اقتصادی مدل، نرخ ارز مؤثر واقعی است که ضریب این متغیر در مدل برای کشورهای مبدأ و مقصد، به ترتیب، ۰/۴۶۳ و منفی ۰/۴۴۲ واحد و در سطح ۱ و ۵ درصد معنادار می‌باشد. به‌طور متوسط، با افزایش یک درصد رشد نرخ ارز مؤثر واقعی کشورهای در حال توسعه ($LERE_i$)، نرخ رشد صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی، بیش از ۰/۴۶۳ درصد افزایش می‌یابد. در عین حال به‌طور متوسط، با افزایش یک درصد در رشد نرخ ارز مؤثر واقعی کشورهای مقصد ($LERE_j$)، نرخ رشد صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه، ۰/۴۴۲ درصد کاهش می‌یابد. متغیر بعد مسافت ($LDISTWEGHIT_{ij}$) در مدل صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه با اثرات ثابت، در سطح یک درصد، معنادار و منفی ۰/۹۰۴ واحد است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مطالعه حاضر، تأثیر محدودیت‌های نهادی کشورهای مبدأ و مقصد با در نظر گرفتن سایر متغیرهای اقتصادی بر جریان صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه، شده است. نتایج این مطالعه از سه منظر اهمیت دارد:

نخست، این مطالعه برخلاف بیشتر مطالعات صورت گرفته در این زمینه، تنها به بررسی رابطه محدودیت‌های نهادی و صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه، بدون در نظر گرفتن نوع کالاهای زیست‌محیطی نپرداخته است، بلکه سعی در تبیین و علت‌یابی این پدیده برای گروه کالاهای زیست‌محیطی و به‌طور خاص بر صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی تأکید دارد.

دوم، این مقاله توانسته رابطه محدودیت نهادی از منظر مقررات زیست‌محیطی و صادرات کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه را با لحاظ کیفیت محیط نهادی از منظر کیفیت مقررات و حاکمیت قانون بین کشورهای در حال توسعه (مبدأ) و کشورهای مقصد، مورد بررسی قرار دهد. ضمن اینکه به این سؤال پاسخ داده است که صادرات دوجانبه کشورهای در حال توسعه با توجه به شرایط متغیرهای کلان نظیر نرخ ارز مؤثر واقعی، درآمد سرانه و بعد مسافت، چگونه بوده است. یک نتیجه‌گیری مهم، پتانسیل رو به رشد تولید و صادرات کالاهای زیست‌محیطی برای کشورهای در حال توسعه است. ضمن اینکه مذاکرات تجاری بین‌المللی در حال انجام، فرصت‌های صادراتی جدیدی برای شرکت‌های داخلی کشورهای در حال توسعه فراهم می‌کند.

یکی از یافته‌های مهم این مطالعه، نشان می‌دهد که محدودیت نهادی از منظر مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی و کیفیت محیط نهادی کشورهای در حال توسعه (مبدأ) در جریان صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی، تأثیر دارد. این نتیجه، با مطالعات دای و همکاران (۲۰۲۱)، کانگ و لی (۲۰۲۱)، کانتور و چینچنگ (۲۰۱۸)، سورومی و همکاران[1] (۲۰۱۵)، و برز و برگ[2] (۱۹۹۷)، مطابقت دارد. این نتیجه، از منظر مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی مقاصد صادراتی کشورهای در حال توسعه نیز صادق است. لذا سیاست‌های مبتنی بر محدودیت نهادی از منظر مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه و مقصد به جریان صادرات کالاهای زیست‌محیطی مدیریت کننده آلودگی کمک می‌نماید و زمینه‌ساز مشارکت کشورهای در حال توسعه در زنجیره ارزش جهانی و منطقه‌ای کالاهای زیست‌محیطی است؛ به معنا که کشورهای در حال توسعه برای سرمایه‌گذاری و تولید کالاهای زیست‌محیطی، ناگزیرند ضمن ارتقاء کیفیت محیط نهادی، سیاست زیست‌محیطی سخت‌گیرانه خود را در نظر گیرند. بدین ترتیب دولت‌ها باید به کارآیی مقررات زیست‌محیطی توجه بیشتری داشته باشند.

در واقع، مقررات زیست‌محیطی سخت‌گیرانه، تمایل به تشویق تولید و صادرات کالاهای زیست‌محیطی دارد. علاوه بر این، مذاکرات بین کشورها می‌تواند بر کاهش محدودیت نهادی برای تجارت کالاهای زیست‌محیطی متمرکز شود. از طرف دیگر، ظرفیت پیشرفت در کیفیت محیط نهادی در مقاصد صادراتی کشورهای در حال توسعه برای ایجاد صادرات بیشتر کالاهای زیست‌محیطی، ضعیف ارزیابی می‌شود. از این رو، احتمال پویایی صادرات کالاهای زیست‌محیطی بیشتر در کشورهای در حال توسعه البته با کیفیت محیط نهادی مناسب، نیازمند مؤسسات و سیاست‌های زیست‌محیطی سخت‌گیرانه، به‌عنوان راهی برای رشد بیشتر تولید و صادرات کالاهای زیست‌محیطی است.

ضمن اینکه عوامل سنتی جریان تجارت، همچنان محرک قوی برای تبادل کالاهای زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه می‌باشداین نتایج، هم‌راستا با دستاوردهای اجلاس‌های زیست محیطی مانند توافقنامه زیست محیطی پاریس، با هدف منع گسترش گازهای گلخانه‌ای و افزایش دمای زمین و ضرورت ایجاد عزم جهانی برای کنترل انتشار گازهای گلخانه‌ای و مشارکت و همگرایی همه‌جانبه کلیه کشورهای جهان، برای رفع مشکل گرمایش زمین و تبعات ناشی از آن .

در میان متغیرهای مدل صادرات کالاهای مدیریت کننده آلودگی کشورهای در حال توسعه، بیشترین عامل تأثیرگذار بر صادرات گروه کالایی مذکور، به ترتیب، ارزش تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای در حال توسعه، با بیشترین ضریب (۲/۶۹۵) و بعد از آن، شامل تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مقصد (۱/۷۱۲)، بعد مسافت (۰/۹۰۴-)، کیفیت محیط نهادی کشور مبدأ (۰/۶۳۷)، شاخص جایگزین مقررات سخت‌گیرانه زیست‌محیطی کشورهای در حال توسعه (۰/۶۱۲-)، نرخ ارز مؤثر واقعی کشورهای در حال توسعه (۰/۴۶۳)، و نرخ ارز مؤثر واقعی کشورهای مقصد (۰/۴۴۲-) است.

1. Tsurumi *et al*. (2015).
2. Van Beers (1997).

References

Bahrami, E.; D. Behbudi; M. R. Salmani Bishak; M. Shokri. (2018). "The Impact of Financial Development and Trade Liberalization on CO2 Emission in Iran". Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 7(25): 125-141.

Mir Jalili, S H. (2018). "A Theoretical Evaluation of the New Structural Approach in Development Economics: Advantages and Challenges". Journal of Economic Policy, 10(19): 1-24. Doi:10.29252/JEP.10.18.1

Nowrozi, B. (2018). "Interactive Industrial Exports of Iran and the Impact of Real Exchange Rate Changes". Iraninan Jouornal of Trade Studies, 24(96): 33-60. Dor: 20.1001.1.17350794.1399.24.96.2.5

Adewuyi, A., & Olubiyi, E. (2020). "Do Governance Institutions Matter for Trade Flows between Sub-Saharan Africa and its Trading Partners?". AERC Research Paper, 376; African Economic Research Consortium, Nairobi.

Álvarez, I.C., Barbero, J., Rodríguez-Pose, A., & Zofío, J.L. (2018). "Does Institutional Quality Matter for Trade? Institutional Conditions in a Sectoral Trade Framework". World Development, Elsevier, 103(C): 72-87.

Anderson, J.E., & Van Wincoop, E. (2004). "Trade Costs". Ournal of Economic Literature, 42(3): 691-751.

Antweiler, W., Copeland, B.R., & Taylor, M.S. (2001). "Is Free Trade Good for the Environment?". Am. Econ. Rev., 91: 877-908. DOI: 10.1257/aer.91.4.877.

Bacchetta, M., Bekkers, E., Solleder, J., & Tresa, E. (2022). "Environmental Goods Trade Liberalization: A Quantitative Modelling Study of Trade and Emission Effects". Economic Research and Statistics Division, World Trade Organization, Rue de Lausanne 154, 1202 Geneva, Switzerland.

Balogh, J.M., & Borges Aguiar, G.M. (2022). "Determinants of Latin American and the Caribbean Agricultural Trade: A Gravity Model Approach". Agric. Econ. Czech, 68: 127-136.

Borges Aguiar, G.M., & Cossu, E. (2019). "The Gravity Model for Trade Theory". Köz-Gazdaság, Review of Economic Theory and Policy, 14(3). Retrieved from http://retp.eu/index.php/retp/article/view/180.

Cantore, N., & Chin Cheng, C.F. (2018). "International Trade of Environmental Goods in Gravity Models". Journal of Environmental Management, 223: 1047-1060.

Costantini, V., & Crespi, F. (2008). "Environmental Regulation and the Export Dynamics of Energy Technologies". Ecol. Econ, 66: 447-460.

Dai, Z., Zhang, Y., & Zhang, R. (2021). The Impact of Environmental Regulations on Trade Flows: A Focus on Environmental Goods Listed in APEC and OECD. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.773749

Dechezleprêtre, A., & Sato, M. (2017). "The Impacts of Environmental Regulations on Competitiveness". Review of Environmental Economics and Policy, 11(2): 183-206

Disdier, A.C., & Head, K. (2008). "The Puzzling Persistence of the Distance Effect on Bilateral Trade". The Review of Economics and Statistics, 90(1): 37-48.

Frankel, J.A. (2009). "Environmental Effects of International Trade". in HKS Faculty, Research Working Paper, Series RWP09-006 (John F. Kennedy School of Government; Harvard University).

Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1995). "Economic Growth and the Environment". Quarterly Journal of Economics, 1102: 353-377.

Harris, M.N., Konya, L., & Matyas, L. (2002). "Modelling the Impact of Environmental Regulations on Bilateral Trade Flows: OECD, 1990-1996". World Econ., 25: 387-405.

Head, K., & Mayer, T. (2014). "Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook". Handb. Int. Econ., 4: 131-195.

Hu, X., Pollitt, H., Pirie, J., Mercure, J.F., Liu, J., Meng, J., & Tao, S. (2020) "The Impacts of the Trade Liberalization of Environmental Goods on Power System and CO_2 Emissions". Energy Policy, 140 10.1016/j.enpol.2019.111173

Huang, J., & Wu, Z. (2022). "Impact of Environmental Regulations on Export Trade-Empirical Analysis Based on Zhejiang Province". International Journal of Environmental Research and Public Health, 19: 3-14.

Hunegnaw, Fetene Bogale. (2017). "Real Exchange Rate and Manufacturing Export Competitiveness in Eastern Africa". Journal of Economic Integration, 32(4): 891-912.

Iraldo, F., Testa, F., Melis, M., & Frey, M. (2011). "A Literature Review on the Links between Environmental Regulation and Competitiveness". Environmental Policy and Governance, 213: 210-222.

Jug, J., & Mirza, D. (2005). "Environmental Regulations in Gravity Equations: Evidence from Europe". World Econ., 28: 1591-1615.

Kang, S.J., & Lee, S. (2021). "Impacts of Environmental Policies on Global Green Trade". Sustainability, 13(3): 1517.

Kaufmann, D., Kraay, A., & Lob, P. (2002). "Governance Matters II: Updated Indicators for 2000-01" .World Bank Policy Research Working Paper.

Levinson, A., & Taylor, M. (2008). "Unmasking the Pollution Haven Effect". International Economic Review, 491: 223-254.

Martínez-Zarzoso, I., & Márquez-Ramos, L. (2018). "Exports and Governance: Is the Middle East and North Africa Region Different?". The World Economy, 42(1): 143-174.

McGuire, M.C. (1982). "Regulation, Factor Rewards, and International Trade". Journal of Public Economics, 173: 335-354.

Mohr, R.D. (2002). "Technical Change, External Economies, and the Porter Hypothesis". Journal of Environmental Economics and Management, 431: 158-168.

Ngondo.M, & Khobai, H. (2018). *The Impact of Exchange Rate on Exports in South Africa*. Nelson Mandela University, Munich Personal RePEc Archive.

Opeland, B.R., & Taylor, M.S. (2004). "Trade, Growth, and the Environment". Journal of Economic Literature, 42(1): 7-71.

Oulder, L.H., & Parry, I.W.H. (2008). "Instrument Choice in Environmental Policy". Review of Environmental Economics and Policy, 22: 152-174.

Pasurka, C. (2008). "Perspectives on Pollution Abatement and Competitiveness: Theory, Data, and Analyses". Review of Environmental Economics and Policy, 22: 194-218.

Pethig, R. (1976). "Pollution, Welfare, and Environmental Policy in the Theory of Comparative Advantage". J. Environ. Econ. Manage., 2: 160-169.

Porter, M.E., & Van Der Linde, C. (1995a). "Green and Competitive: Ending the Stalemate". Harvard Business Review, 735: 120-134.

Porter, M.E., & Van Der Linde, C. (1995b). "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship". Journal of Economic Perspectivesb, 94: 97-118.

Rowbotham, N.K., Saville, A., & Mbululu, D. (2014). "Exchange Rate Policy and Export Performance in E¢ciency-Driven Economies". ERSA Working Paper, 469.

Seyoum, B. (2004). "The Role of Factor Conditions in High-Technology Exports: An Empirical Examination". Journal of High Technology Management Research, 15(1): 145-162.

Steenblik, R. (2015). *Environmental Goods: A Comparison of the APEC and OECD Lists*. Tech. rep., OECD Publishing.

Tamini L., & Sorgho, Z. (2018). "Trade in Environmental Goods: How Important Are Trade Costs Elasticities?". Environmental and Resource Economics, (https://link.springer.com/article/10.1007/s10640-017-0110-2). DOI: 10.13140/RG.2.1.4709.2889

Tsurumi, T., Managi, S., & Hibiki, A. (2015). Do Environmental Regulations Increase Bilateral Trade Flows?, Munich Personal RePEc Archive, No. 66321, posted 28 Aug 2015 (https://mpra.ub.uni-muenchen.de/66321/).

Van Beers, C., & Van Den Bergh, J.C. (1997). "An Empirical Multi-Country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on ForeignTrade". Kyklos, 50: 29-46.

Wei, S.J. (1996). "Intra-national versus International Trade: How stubborn are Nations in Global Integration?". NBER Working Paper, No. 5531.

World Bank. (2021a). Commodity Trade Database. [Dataset]. World Integrated Trade Solution (WITS), The World Bank. Available at: http://wits.worldbank.org

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 25-47

Institutional Restrictions and their Impact on theExport of Environmental Goods: Case Study; Developing Countries

Behnam Nemati[1]
Farzad Karimi[2]
Saeid Daei Karimzade[3]

Received: 2023-1-2 Accepted: 2023-1-19

Abstract

Introduction:

During the last two decades, with the increase in international exchange of goods and services, environmental problems, including climate change and global pollution, have increased significantly. The global effort to reduce environmental problems has put the importance of production and international trade of environmental goods on the agenda of many developed and developing countries.

Methodology:

Institutional restrictions influence trade and export of these goods. These restrictions include environmental regulations, quality of regulations and rule of law. The aim of the present study is to investigate the effect of this category of institutional restrictions on the export of pollution management goods in developing countries in the framework of the gravity model. In this article, the environmental goods under study include those goods, which are produced or consumed by industry in order to reduce and manage air and water pollution. The econometric model is estimated by panel data for period 1996-2021 and a sample of 131 developing countries, and 196 export destinations using the fixed effects method.

Results and discussion:

The results show that the institutional limitation from the perspective of strict environmental regulations and the quality of the institutional environment of the countries of origin has an effect on the export of environmental goods that manage pollution. This result is also true from the point of view of strict environmental regulations of export destinations. Therefore, in addition to the traditional factors affecting international trade, institutional restrictions are strong drivers of the

1. Ph.D. Student of Economics, Department of Economics, Dehaghan Branch, Islamic Azad University, Dehaghan, Iran, Email: behnam.nemati61@gmail.com.
2. Associate Professor of International Economics, Department of Management, Mobarakeh Branch, Islamic Azad University, Mobarakeh, Iran (Corresponding Author), E-mail: f_karimi110@yahoo.com
3. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan Branch (Khorasgan), Islamic Azad University, Isfahan, Iran, E-mail: saeedkarimzade@yahoo.com

export of pollution management goods in developing countries and their export destinations.

Conclusion:
Therefore, policies based on institutional restrictions from the perspective of strict environmental regulations in developing and destination countries help the export flow of environmental goods that manage pollution and lay the foundation for the participation of developing countries in the global and regional value chain of environmental goods.

Keywords: export, environmental regulation, rule of law, regulation quality, developing countries, pollution management goods.
JEL classification: F14, O14, O24, Q58

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲، ص:۷۰-۴۹

تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر مؤلفه‌های بازار کار

میرحسین موسوی[۱]
موسی خوشکلام خسروشاهی[۲]
سمیرا ترکاشوند[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۶ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۱۰/۲۷

چکیده

هدف از نگارش این مقاله، بررسی اثر شوک‌های قیمت نفت بر مؤلفه‌های بازارکار ایران و نقش دولت در این زمینه است. مؤلفه‌های بازارکار شامل فرصت‌های‌شغلی، نرخ یافتن شغل، نرخ ورود به بیکاری و نرخ بیکاری بوده، و برای این منظور، از رویکرد خودرگرسیون برداری ساختاری در دوره زمانی ۱۳۹۸:۲-۱۳۸۴:۱ استفاده شده است. نتایج توابع واکنش آنی، نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت قیمت نفت بر متغیرهای مدل، اثر معناداری دارند؛ اما شوک‌های منفی قیمت نفت معنادار نیستند. یک شوک مثبت قیمت نفت، مخارج عمرانی دولت را افزایش می‌دهد، ولی به دلیل ناکارآیی سرمایه‌گذاری‌های دولت، فرصت‌های شغلی، کاهش و نرخ ورود به بیکاری، افزایش می‌یابد. در این شرایط، نرخ یافتن شغل مطابق انتظار، بعد از یک دوره کاهش می‌یابد و در نتیجه، نرخ بیکاری در پاسخ به شوک‌های مثبت قیمت نفت افزایش یافته است. نتایج، نشان‌دهنده بیماری هلندی و اثر نامتقارن شوک‌های قیمت نفت بر بازارکار است.

واژگان کلیدی: شوک‌های قیمت نفت، نرخ یافتن شغل، نرخ ورود به بیکاری
طبقه بندی JEL: J6، E31، Q4

۱. دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران (نویسنده مسؤول)
hmousavi@alzahra.ac.ir
۲. استادیار اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
m.khosroshahi@alzahra.ac.ir
۳. دانش آموخته مقطع کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه الزهرا، تهران
torkashvand.s99@gmail.com

۱. مقدمه

تعادل در بازارکار و پیامدهای مثبت اقتصادی و اجتماعی آن، مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده، و وجه تمایز بازارکار با دیگر بازارها، وجود عامل انسانی در عرضه و تقاضای این بازار است. بنابراین، معضل بیکاری در کنار ایجاد مشکلات اقتصادی، می‌تواند منشأ بروز اختلالات رفتاری و تنش‌های سیاسی شود و تهدیدی برای سلامت یک جامعه محسوب گردد. به همین دلیل، تحلیل بازارکار و شناخت عواملی که به بیکاری منجر می‌شود، از دغدغه‌های هر اقتصادی است.

نفت درکشورهای صادرکننده، منبع درآمد و در کشورهای واردکننده عامل مهم تولید است. از این‌رو، انتظار می‌رود که شوک‌های قیمت نفت بر تحولات بازارکار به لحاظ اثرات درآمدی و هزینه‌ای، اثرگذار باشد. رونق درآمد حاصل از منابع طبیعی و تخصیص آن به واردات کالاهای نهایی، باعث تضعیف بخش قابل مبادله و انتقال نیروی کار از این بخش به بخش غیرقابل مبادله می شود (گوردن و نیری[1]، (۱۹۸).

گوردن و نیری (۱۹۸۲)، گوردن (۱۹۸۴)، و واندر پلاک[2] (۲۰۱۱)، از جمله کسانی هستند که فرض می‌کنند تمام درآمد حاصل از صادرات منابع طبیعی برای واردات کالاهای نهایی استفاده می‌شود. قویدل و همکاران[3] (۲۰۲۳)، فرض می‌کنند که یک کشور غنی از نظر منابع طبیعی، ممکن است بخشی از درآمد حاصل از منابع طبیعی را بر روی کالاهای واسطه‌ای سرمایه‌گذاری کند و از این طریق، بخشی از کاهش تولید بخش قابل مبادله و کاهش تقاضای نیروی کار را در این بخش جبران کنند. مشاهده می‌شود که بازار کار، تحت تأثیر تغییرات درآمد حاصل از منابع طبیعی قرار می‌گیرد، به طوری که با افزایش درآمد حاصل از منابع طبیعی، جا به جایی نیروی کار از بخش قابل مبادله به بخش غیرقابل مبادله جریان می‌یابد و در حالت کاهش درآمد منابع طبیعی، برعکس این جریان اتفاق می‌افتد.

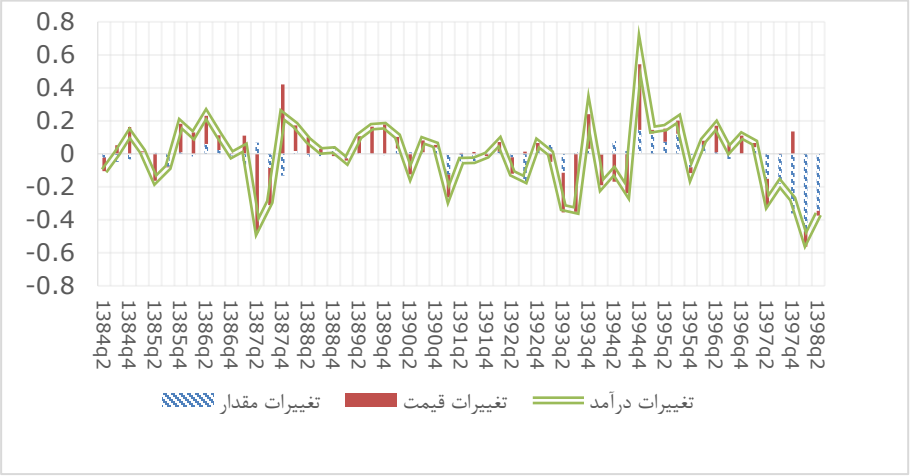
در میان نظریه‌های بازارکار، تئوری تطبیق با در نظر گرفتن اصطکاک، به واقعیت نزدیک‌تر، و بستر مناسبی برای بررسی تحولات بازارکار و اثرگذاری شوک‌های مختلف بر آن فراهم کرده است. در این تئوری، استخدام‌های جدید، تابع فرصت شغلی و بیکاران، و مطابق نظر هال[4] (۱۹۷۹)، نرخ بیکاری تابع جریان‌های نیروی‌کار است. این جریان‌ها بر میزان ورود و خروج نیروی‌کار تمرکز دارند. شوک قیمت نفت در کشورهای واردکننده، تناسب بین ویژگی‌های مطلوب و واقعی ورودی‌های تولید را تغییر می‌دهد که باعث افزایش هزینه‌های جستجو و تطبیق و بیکاری می‌شود (دیویس و هالتی ونگر[5] ۲۰۰۱).

مطابق نظر اردونز، سالا و سیلوا[6] (۲۰۱۰)، نرخ بهره‌برداری از سهام موجود بر هزینه نهایی سرمایه جدید تأثیر می‌گذارد و مکمل شوک‌های بهره‌وری، نیروی‌کار بوده و بر نرخ‌های فوق اثر می‌گذارند. اما درمورد ایران که صادرکننده نفت و به‌طور میانگین ۳۵ درصد (طی سال های ۸۴ تا ۹۸)، از منابع

1. Corden and Neary, (1982)
2. Vander Ploeg (2011)
3. Ghavidel, Azizi and Talaneh (2023)
4. Hall, (1979)
5. Davis and Haltiwanger (2001)
6. Ordóñez, Sala and Silva (2010).

درآمد دولت از فروش نفت بوده و با توجه به نقش مسلط دولت در اقتصاد، اثرگذاری شوک‌های قیمت نفت از طریق بودجه دولت است. قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود، و نوسان آن موجب نوسان درآمدهای نفتی، منابع و مخارج دولت می‌شود. البته درآمد نفت به میزان صادرات آن بخصوص در سال‌های اخیر که به دلیل تحریم کاهش یافته است، نیز بستگی دارد.

در نمودار (۱)، تغییرات رشد درآمد نفتی به تغییرات در میزان صادرات و قیمت نفت، تفکیک شده است. در اکثر فصل‌ها، سهم غالب تغییرات درآمدهای نفتی را تغییرات قیمت نفت توضیح می‌دهد و بنابراین، شوک‌های قیمت نفت، نقش تعیین‌کننده‌ای در نوسانات درآمدهای نفتی و در نتیجه، بر اقتصاد ایران دارند.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: سهم تغییرات قیمت و مقدار صادرات نفت در تغییرات درآمد نفتی

مخارج دولت با توجه به نوع، شامل جاری و عمرانی، و کانال تأثیرگذاری آن بر اقتصاد، بر بازارکار اثر می‌گذارد. به‌طورکلی مطابق نتیجه مطالعه کاراس[1] (۱۹۹۳)، مخارج مصرفی دولت در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی، موجب افزایش بهره‌وری، تقاضای نیروی‌کار و نرخ یافتن شغل می‌گردد، اما در کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت، که به درآمد نفت وابسته‌اند، اولویت با تأمین مخارج جاری دولت است و مخارج عمرانی کمتر تحقق می‌یابد. از سوی دیگر دولت‌ها با این درآمدها که به آسانی به دست می‌آید، نیازهای خود را می‌پوشانند و احتیاجی به تخصص نمی‌بینند. همچنین بی‌ثباتی درآمد ناشی از نوسان‌های قیمت نفت، موجب می‌شود که در زمان وفور درآمد، پروژه‌های نسنجیده آغاز و در زمان رکود، پروژه‌های غیرسیاسی رها شود. این موارد، موجب بازدهی کم فعالیت‌های دولت

1. Karras (1993).

و اتلاف منابع می‌شود که از آن به ناکارآیی دولت یاد می‌شود و بنابراین، ممکن است مخارج عمرانی، بیکاری را بهبود نبخشد.

مشکل دیگر، افزایش واردات در زمان افزایش قیمت نفت برای کنترل سطح قیمت‌ها است، که نتیجه آن، کاهش رقابت پذیری تولید داخلی یا اصطلاحاً بیماری هلندی است. در زمان‌های کاهش قیمت نفت نیز واردات کالاهای واسطه‌ای کاهش می‌یابد و در نتیجه، تولیدات داخلی لطمه می‌بینند.

در این مطالعه، پاسخ به این سؤال مدنظر بوده است که: آیا شوک‌های قیمت نفت بر مؤلفه‌های بازارکار ایران تأثیر دارند؟ برای این منظور، اثر شوک‌های قیمت نفت از کانال مخارج عمرانی، بر نرخ‌های یافتن شغل، ورود به بیکاری، بیکاری و فرصت‌های شغلی که عوامل تابع تطبیق و در مقاله حاضر، معرف مؤلفه‌های بازارکار هستند، به صورت تجربی، با روش خودرگرسیون برداری ساختاری برای اقتصاد ایران، بررسی می‌شود.

در ادامه، مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است. بخش دوم، به مرور ادبیات نظری و تجربی تخصیص دارد. در این بخش، تئوری تطبیق به منظور بررسی اثرات شوک قیمت نفت بر بازار کار تشریح می‌شود. بخش سوم، به بررسی واقعیت‌های اقتصاد ایران در ارتباط با تحولات قیمت نفت و بازار کار ایران اختصاص دارد. در بخش چهارم، روش شناسی، برآورد مدل و تفسیر نتایج ارائه می‌شود و در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی آورده شده است.

۲. مروری بر ادبیات

بازار کار، یکی از موضوعاتی است که در علم اقتصاد به طور ویژه در مورد آن بحث می‌شود. اکثر مکاتب اقتصادی به این موضوع پرداخته‌اند که از جمله می‌توان به تئوری اقتصاد کلاسیک، تئوری تقاضای مؤثر، تئوری چرخه‌های کسب و کار و تئوری جستجو و تطبیق اشاره کرد. در این مقاله با استفاده از تئوری تطبیق، به بررسی اثرات شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر مؤلفه‌های بازار کار پرداخته می‌شود. در ادامه، ابعاد نظری این تئوری به طور مختصر مرور می‌گردد.

۲-۱. تئوری تطبیق

تئوری تطبیق با مشارکت دایموند[1](۱۹۸۲)، و مورتنسن و پیساریدز[2] (۱۹۹۴)، شکل گرفت و مدل دایموند- مورتنسن- پیساریدز (DMP) به عنوان اولین نظریه استاندارد بیکاری معرفی شد. ایده اصلی این تئوری، از کارهای فلپس[3] (۱۹۶۸) و فریدمن[4] (۱۹۶۸) گرفته شده است. این دو با انتقاد از منحنی فلیپس مفهوم نرخ طبیعی بیکاری را مطرح کردند. عناصر ورودی این تئوری، نرخ‌های ورود به بیکاری و یافتن شغل است. نرخ بیکاری در طی زمان، دچار تغییراتی می‌شود؛ که این تغییر می‌تواند نتیجه

1. Diamond (1982).
2. Mortensen and Pissarides (1994).
3. Phelps (1968).
4. Friedman (1968).

تغییر در نرخی باشد که کارگران با آن نرخ به جمعیت بیکار می‌پیوندند (نرخ ورود به بیکاری) و یا تغییر در نرخی که کارگران با آن نرخ از جمعیت بیکار جدا می‌شوند (نرخ یافتن شغل) و به شاغلان می‌پیوندند یا حاصل تغییر ترکیبی از این دو نرخ باشد (عبادی، رحمتی و حداد مقدم، ۱۳۹۶).

سهم تغییرات این دو نرخ در کارهای افرادی مانند السبی و همکاران[1] (۲۰۰۹)، فوجیتا و رامی[2] (۲۰۰۸)، هال[3] (۲۰۰۵)، شایمر[4] (۲۰۱۲)، و یاشیو[5] (۲۰۰۷) برای اقتصاد آمریکا محاسبه شده است. تئوری تطبیق بر مبنای اصطکاک‌های بازارکار است.کارگران و بنگاه‌ها، تک به تک و در بازارهای غیرمتمرکز یکدیگر را ملاقات، و می‌توانند تطبیق را پذیرفته یا رد کنند؛ و اصطکاک موجب می‌شود، این فرایند هزینه‌بر و زمان‌بر باشد و منجر به بیکاری شود (پیساریدز[6]، ۲۰۰۰).

تابع تطبیق $(m = m(u,v))$ تابعی از تعداد بیکاران (u) و فرصت شغلی (v) است. تابع پیوسته، غیرمنفی و نسبت به هر دو مؤلفه افزایشی است. نرخ تطبیق فرصت شغلی $(q(\theta))$ که بنگاه با آن نرخ فرصت‌های شغلی را پر می‌کند، برابر $(q(\theta) = \frac{m}{v})$ و فرصت‌های شغلی به ازای هر نیروی‌کار بیکار که بیانگر سختی بازارکار است، به‌صورت $(\theta = \frac{v}{u})$ می‌باشد. در مقادیر پایین (بالا) θ ، فرصت‌های شغلی نسبت به تعداد کارگران کمتر (بیشتر) و جوینده کار زیادی (کمی) وجود دارد و بنگاه سریع‌تر (دیرتر) می‌تواند برای یک فرصت شغلی، نیروی کار پیدا کند. نرخ یافتن شغل نیز $(f = m/u)$ است. با افزایش v، q کاهش و با افزایش u، f کاهش می‌یابد. چون افزایش فرصت شغلی و بیکاران به معنی افزایش جستجوگران است.

مطابق نتایج مطالعه پیساریدز (۲۰۰۰)، منحنی بوریج[7]، ایجاد شغل (JC) و نابودی شغل (JD)، تعیین کننده‌های تعادل بازارکارند و عواملی که موجب نوسان آنها شود، بر تعادل اثر می‌گذارد. شوک کل شامل شوک‌های سمت عرضه کل، بهره‌وری، تقاضای کل، و هر نوع شوک تقاضا است که از طریق حاشیه سودآوری ناشی از بازار کالاها، بر مازاد شغل تأثیر می‌گذارد. شوک منفی، باعث کاهش مازاد

1. Elsby *et al*. (2009).
2. Fujita and Ramey (2008).
3. Hall (2005).
4. Shimer (2012).
5. Yashiv (2007).
6. Pissarides (2000).

۷. منحنی Beveridge یا منحنی UV، یک نمایش گرافیکی از رابطه بین بیکاری و نرخ فرصت شغلی (تعداد مشاغل پر نشده که به عنوان نسبتی از نیروی کار بیان می‌شود) است. معمولاً فرصت شغلی در محور عمودی و بیکاری در محور افقی است. این منحنی که به نام ویلیام بوریج نامگذاری شده، به شکل هذلولی و دارای شیب منفی است؛ زیرا نرخ بالاتری از بیکاری، معمولاً با نرخ کمتری از مشاغل خالی رخ می‌دهد. اگر در طول زمان به سمت خارج حرکت کند، سطح مشخصی از مشاغل خالی با سطوح بالاتر و بالاتر بیکاری همراه خواهد بود که به معنای کاهش کارآیی در بازار کار می‌باشد. بازارهای کار ناکارآمد ناشی از عدم تطابق بین مشاغل موجود و بیکاران و نیروی کار بی حرکت است.

شغل، افزایش نرخ جدایی و کاهش نرخ یافتن شغل می‌شود. دو منحنی ایجاد و نابودی شغل با این شوک جابه‌جا می‌شود، زیرا سودآوری مشاغل جدید و مشاغل موجود را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

طبق تئوری تطبیق، نرخ بیکاری متأثر از جریان‌های نیروی‌کار است. این جریان‌ها بر میزان ورود (خروج)، به (از) نیروی‌کار تمرکز دارند. نرخی که کارگران شغل خود را از دست می‌دهند، نرخ ورود به بیکاری (یا نرخ جدایی) و نرخی که بیکاران شغل می‌یابند را نرخ یافتن شغل می‌نامند. اتفاق نظری در مورد اینکه کدام نرخ، سهم بیشتری در نوسان بیکاری دارد، وجود ندارد.

دیویس (۱۹۹۰)، نشان داد که نرخ تخریب شغل در دوره‌های تجاری متفاوت است و فرض ثابت بودن این نرخ را رد کرد.

بلانچارد و دایموند[1] (۱۹۹۰)، نشان دادند، در رکود (رونق)، روند از بین رفتن مشاغل افزایش (کاهش) می‌یابد و کاهش اشتغال به دلیل افزایش جدایی است.

از سوی دیگر، شیمر[2] (۲۰۰۵)، و هال (۲۰۰۵)، نرخ یافتن شغل را در ایالات متحده، و در مقابل فوجیتا و رامی[3] (۲۰۰۸)، و السبی[4] (۲۰۰۹)، نرخ ورود به بیکاری را مؤثر یافتند.

محاسبه جریان‌های نیروی‌کار با مقاله دیویس و هالتی ونگر (۱۹۹۲)، آغاز شد. اولین قدم محاسبه، ماتریس انتقال جریان نیروی‌کار است که جابه‌جایی افراد بین سه حالت شاغل، بیکار و غیرفعال را نشان می‌دهد.

شیمر (۲۰۰۵)، با ارائه روشی جدید توسط سری زمانی بیکاران و بیکاران کوتاه مدت، این نرخ ها را محاسبه کرد. چنانچه احتمال یافتن شغل با $F_t \in [0,1]$ و احتمال ورود به بیکاری با $X_t \in [0,1]$ نشان داده شود و همه کارگران بیکار طبق یک توزیع پواسون با نرخ $(f_t = -\log(1-F_t))$ کار پیدا کنند و شاغلان هم مطابق یک فرایند پواسون $(x_t = -\log(1-X_t))$ شغل‌شان را از دست می‌دهند. با محاسبه F_t از فرمول

$$\left(F_t = 1 - \frac{u_{t+1} - u_{t+1}^s}{u_t} \right)$$

نرخ یافتن شغل محاسبه می‌شود. با داده‌های بیکاری و اشتغال از معادله

$$\left(u_{t+1} = \frac{(1-e^{-(x_t+f_t)})x_t}{x_t+f_t} l_t + e^{-(x_t+f_t)} u_t \right)$$

می‌توان نرخ ورود به بیکاری را محاسبه کرد.

1. Blanchard and Diamond (1990).
2. Shimer (2005).
3. Fujita and Ramey (2008).
4. Elsby (2009).

۲-۲. تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر بازارکار

بر اساس ادبیات بیماری هلندی، افزایش درآمدهای حاصل از صادرات نفت از طریق افزایش قیمت نفت، باعث افزایش تقاضای کالاهای غیرقابل مبادله و انتقال منحنی آن به سمت راست می‌شود. در نتیجه، به منظور پاسخ به تقاضای ایجاد شده، تولید بخش غیرقابل مبادله افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش تقاضای نیروی کار در این بخش، دستمزدها افزایش یافته و باعث انتقال منابع تولیدی از بخش قابل مبادله می‌شود. به عبارت دیگر، با رونق درآمدهای نفتی، جریان نیروی کار از بخش قابل مبادله به بخش غیر قابل مبادله و با رکود آن، عکس جریان انتقال اتفاق می‌افتد. این تحرک منابع از بخش مبادله به بخش غیر قابل مبادله به دلیل دو اثر مخارج[1] و اثر انتقال منابع[2] صورت می‌گیرد (قویدل، عزیزی و تالانه، ۲۰۲۳).

ادبیات بسیاری از منابع پژوهشی نیز در کشورهای واردکننده نفت به عدم تقارن تغییر متغیرهای کلان، در پاسخ به شوک قیمت نفت پرداخته و نتیجه گیری کرده‌اند که افزایش ناگهانی قیمت نفت، موجب رکود اقتصادی شدید شده، اما کاهش آن تأثیر ناچیزی بر رشد تولید داخلی دارد (همیلتون[3]، ۱۹۸۳؛ مورک[4]، ۱۹۸۹). دلایل عدم تقارن عبارت است از: برگشت ناپذیر بودن سرمایه‌گذاری (پیندایک[5]، ۱۹۹۱)، و اختلالات تخصیصی به دلیل ورودی‌های تخصصی تولید (لونگانی[6]، ۱۹۸۶، دیویس[7]، ۱۹۸۷).

دیویس و هالتی‌ونگر[8] (۲۰۰۱)، آثار نامتقارن شوک‌های قیمت نفت را بر ایجاد و تخریب مشاغل در صنایع ایالات متحده مطالعه کرده‌اند. عدم تقارن ناشی از هزینه‌های تخصیص مجدد نیروی‌کار در بخش‌های مختلف به دلیل تخصصی بودن آنها است و بنابراین، یک عامل تخصیص منفی (بدون در نظر گرفتن جهت تغییر قیمت نفت)، شبیه به اثر عدم اطمینان تشکیل می‌شود. تغییر غیرمنتظره قیمت نفت، تناسب تطبیق بین ویژگی‌های مطلوب و واقعی ورودی‌ها را تغییر، و هزینه‌های جستجو و تطبیق را افزایش می‌دهد. اما در مورد کشورهای صادرکننده نفت، نحوهٔ اثرگذاری شوک‌های قیمت نفت متفاوت است. در این کشورها، بخش عمده منابع ارزی و منابع بودجه دولت، از محل درآمدهای نفتی است. قیمت نفت در بازارهای بین‌المللی تعیین می‌شود؛ بنابراین، نوسانات آن، منابع و مخارج دولت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به نقش مسلط دولت در این اقتصادها، تأثیرگذاری شوک‌های قیمت نفت از کانال مخارج دولت می‌باشد که شامل مخارج جاری و عمرانی است. مخارج جاری، صرف کالاها و خدمات مانند حقوق کارکنان، کارمزد، سوبسیدها، و مخارج عمرانی که اعتبارات

1. Spending Effect
2. Resource Movement Effect
3. Hamilton (1983).
4. Mork (1989).
5. Pindyck (1991).
6. Loungani (1986).
7. Davis (1987).
8. Davis and Haltiwanger (2001).

هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای نامیده می‌شود، صرف ساخت یا توسعه تأسیسات و یا کالاهای سرمایه‌ای مانند جاده و فرودگاه می‌شود.

مخارج دولت، می‌تواند بهره‌وری نیروی‌کار را کاهش یا افزایش دهد، که به نوع مخارج، اندازه دولت و سیاست‌های مالی دولت بستگی دارد. دولت بزرگ‌تر از طریق جانشینی جبری دولت در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، برهم زدن تخصیص بهینه و مکانیزم بازار با اعمال حاکمیت و انحصار دولت در مقابله با بنگاه‌های خصوصی یا انحراف تخصیص منابع به سمت بازارهای نامولد، پیشرفت تکنولوژی، رشد بهره‌وری، و قدرت رقابت صنایع را کاهش و بیکاری را افزایش می‌دهد (السینا و پروتی[1]، ۱۹۹۷).

فلدستین[2] (۱۹۸۴)، معتقد است که بیمه بیکاری، و مراقبت‌های بهداشتی عمومی در نرخ پیداکردن شغل و ورود به بیکاری اثر دارند. کارگری که می‌داند مراقبت‌های بهداشتی بعد از ترک شغل ادامه دارد، تمایل به از دست دادن کار در او افزایش می‌یابد.

کاراس[3] (۱۹۹۳)، معتقد است که هزینه‌های دولت در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی بهره‌وری، تقاضا و عرضه نیروی‌کار را افزایش می‌دهد. در نتیجه، نرخ پیداکردن کار افزایش و نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. همچنین مخارج دولت در توانمندسازی اقشار ضعیف و رفع فقر بر تشکیل سرمایه انسانی و رشد اقتصادی مؤثر است و با تحقق کارآفرینی، زمینه را برای کاهش بیکاری بخصوص در بلندمدت فراهم می‌نماید.

در کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت که وابسته به درآمدهای نفتی هستند، اولویت با تأمین مخارج جاری دولت است و مخارج عمرانی، کمتر از مقدار پیش بینی شده تحقق می‌یابد و نتیجه آن، رکود پروژه‌های عمرانی و نیمه تمام ماندن بخش عمده‌ای از این طرح‌ها است که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر، دولت‌ها با این درآمدها که به آسانی به دست می‌آیند، نیازهای خود را می‌پوشانند و مدیریت شرکت‌ها و ادارات به افراد مورد اعتماد و بی‌لیاقت سپرده می‌شود و به افراد دارای شایستگی تخصصی، بی اعتمادند؛ زیرا این افراد با توان چانه‌زنی بالا، می‌توانند مراکز قدرت خاص خود را ایجاد کنند. همچنین بی‌ثباتی درآمد ناشی از نوسان‌های قیمت نفت، موجب می‌شود در زمان‌های وفور درآمد، پروژه‌های نسنجیده آغاز شود و در زمان رکود، پروژه‌های غیرسیاسی رها گردد. این موارد، موجب بازدهیِ کم فعالیت‌های دولت و اتلاف منابع می‌شود که از آن، به ناکارآیی دولت یاد می‌شود. بنابراین ممکن است مخارج عمرانی در کاهش بیکاری مؤثر نباشد (صیادی، ۱۳۹۴).

همچنین در زمان کاهش درآمد نفت، دولت برای تأمین کسری بودجه، به استقراض از بانک مرکزی و یا افزایش قیمت ارز مبادرت می‌کند، که زمینه ساز تورم است. از طرفی، واردات کالاهای

1. Alesina and Peroth (1997).
2. Pheldestin (1984).
3. Karras (1993).

واسطه‌ای کاهش می‌یابد که نتیجه آن، لطمه تولید داخلی است. در مواقع، وفور درآمد نیز تبدیل ارز حاصل از فروش نفت به پول ملی، به افزایش پایه پولی و تورم منجر می‌شود. دولت به منظور کنترل تورم واردات را افزایش می‌دهد که باعث اختلال در رقابت پذیری تولیدات داخلی و در اصطلاح بیماری هلندی می‌شود (همان).

بنابراین، شوک‌های قیمت نفت بر بازارکار چه در کشورهای وارد کننده نفت، چه در کشورهای صادرکننده نفت، مانند شوک منفی کل در فرایند تطبیق است؛ با این تفاوت که شوک‌های قیمت نفت در کشور واردکننده به عنوان هزینه تولید مستقیماً بر بهره‌وری نیروی‌کار اثرگذارند، اما در کشورهای صادر کننده، این شوک‌ها در درجه اول بر مخارج دولت تأثیر می‌گذارند. مخارج عمرانی دولت است که می‌تواند بر بهره‌وری بخش خصوصی و بنابراین، وضعیت اشتغال اثرگذار باشد؛ که اثر مثبت و منفی آن بستگی به کارآیی سرمایه گذاری دولت، انعطاف پذیری مخارج جاری و سیاست‌های مالی دولت دارد.

دستفانیس[1] (۲۰۱۶)، منحنی بوریج را در کشورهای عضو OECD از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۲ با روش *GMM*[2] بررسی کرده، و نتایج حاکی از آن بوده است که شوک قیمت نفت، منحنی را به سمت خارج تغییر می‌دهد.

مطالعه هرا و کاراکی[3] (۲۰۱۵)، در ارتباط با تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر بازتخصیص شغل با استفاده از معادلات همزمان، نشان می‌دهد که هیچ شواهدی از عدم تقارن تأثیر شوک قیمت نفت بر باز تخصیص شغل وجود ندارد.

اردونز، سالا و سیلوا[4] (۲۰۱۰)، شوک قیمت نفت بر نوسانات بازارکار آمریکا را با روش STAR و تعمیم مدل *dmp* با لحاظ قیمت نفت بررسی کردند و نشان دادند که این شوک‌ها، یک نیروی محرک مهم جریان‌های بازارکارند و باید به عنوان مکمل شوک‌های بهره‌وری نیروی‌کار در نظر گرفته شوند.

دیویس و هالتی وانگر[5] (۲۰۰۱)، تأثیر شوک‌های قیمت نفت را در ایجاد و نابودی شغل با روش VAR بررسی کردند و نشان دادند که ۲۵ درصد از تغییرات اشتغال را شوک قیمت نفت توضیح می‌دهد.

آدمچیک[6] (۲۰۲۲)، اثرات نوسانات قیمت نفت بر ساختار اشتغال را در کشورهای اروپای مرکزی و شرقی با نظام‌های ارزی شناور و میخکوب شده با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پانل بررسی کرده، که فرضیه اصلی این بوده است که نوسانات قیمت نفت، باعث تخصیص مجدد اشتغال بین بخش‌های قابل تجارت و غیرقابل تجارت می‌شود. توابع عکس‌العمل تحریک، حاکی از این بوده است که نوسان قیمت نفت، باعث کاهش موقت اشتغال نسبی در بخش تولید کالاهای تجاری

1. Destefanis (2016).
2. Generalized Method of Moments
3. Herrera and Karaki (2015).
4. Ordóñez, Sala and Silva (2010).
5. Davis and Haltiwanger (2001).
6. Adamczyk (2022)

می‌گردد. زمانی که کشورها وابستگی کمتری به واردات انرژی داشتند، رژیم‌های ارزی برای جذب شوک، نقش مؤثری داشته‌اند؛ به‌طوری‌که برای کشورهای با نظام ارزی شناور، شوک‌های قیمت نفت، باعث کاهش موقت اشتغال نسبی و برای کشورهای با نظام ارزی میخکوب شده، افزایش نسبی کمی در اشتغال وجود داشته است.

پالائیوس و پاپاپترو[1] (۲۰۲۲)، اثرات سرریز قیمت نفت بر تعدیل بازار کار یونان را با استفاده از روش رگرسیون‌های چندکی بررسی کردند. نتایج نشان داده که قیمت نفت، متغیر خیلی مهمی در استخدام و اخراج نیروی کار در بازار کار بوده، و همچنین تغییرات قیمت نفت به‌طور نامتقارن، بازار کار یونان را در وضعیت‌های رونق و رکود اقتصاد، تحت تأثیر قرار داده است.

هوآنگ، لیو، لی و رامونا[2] (۲۰۲۲)، به این مسأله پرداخته‌اند که: آیا شوک‌های قیمت نفت در اقتصاد روسیه و کانادا، به ایجاد بیکاری منجر شده است؟ آنها برای این منظور، از روش علیت پنجره غلتان[3] استفاده کرده‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که پیوندهای علی پویا بین شوک قیمت نفت و نرخ بیکاری وجود دارد. علیت بین شوک قیمت نفت و نرخ بیکاری در روسیه را می‌توان از تحریم‌های غرب و همکاری انرژی چین و روسیه دانست. همچنین برای تبیین علیت بین شوک قیمت نفت و نرخ بیکاری در کانادا، می‌توان از کاهش تولید شرکت‌های نفتی بزرگ و توسعه نفت شیل ایالات متحده بهره برد.

عبادی، رحمتی و حداد مقدم (۱۳۹۶)، نرخ‌های ورود به بیکاری و یافتن شغل بر اساس مدل‌های جستجو و تطبیق در اقتصاد ایران را با استفاده از داده‌های فصلی از فصل اول سال ۱۳۸۴ تا فصل دوم سال ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق، احتمال اینکه یک فرد شاغل بیکار شود و یک فرد بیکار شغلی به‌دست بیاورد محاسبه شده و با استفاده از این دو احتمال، نرخ های ورود به بیکاری و خروج از آن، به‌دست آمده است. نتایج نشان داده که در بازه مورد بررسی، نرخ یافتن شغل بین ۰ تا ۰/۳ و نرخ ورد به بیکاری بین ۰/۰۰۵ تا ۰/۰۳۵ بوده است.

با توجه به ادبیات تجربی بررسی شده در ایران، مطالعه‌ای که اثر شوک‌های قیمت نفت بر بازار کار را بر مبنای تئوری تطبیق مورد بررسی قرار دهد، یافت نشد و لذا از این حیث، مقاله حاضر دارای نوآوری است. همچنین نرخ‌های یافتن شغل و ورود به بیکاری برای دوره (۱۳۹۸:۲-۱۳۸۴:۱) محاسبه شده، و مطالعات مرتبط مانند پژوهش دیویس و هالتی وانگر، شوک‌ها را بر جریان‌های شغلی بررسی کرده اند ولی در این مقاله، اثر شوک ها بر جریان‌های کارگری و فرصت‌های شغلی بررسی شده، و از این نظر، مشابه مطالعه اردونز و همکاران بوده، با این تفاوت که در این مقاله، از روش خودرگرسیون برداری ساختاری که در آن، شوک‌ها مطابق تئوری‌های اقتصادی بر متغیرها اثر می‌گذارد، استفاده شده است.

1. Palaios and Papapetrou (2022).
2. HuaWanga, Liu, Li and Ramona (2022).
3. Rolling window causality

۳. تصریح و برآورد مدل

در این مقاله به منظور بررسی اثر شوک قیمت نفت بر مؤلفه‌های بازار کار، از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) استفاده شده است. لوتکپل[1] (۲۰۰۵)، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری را به شکل زیر معرفی کرد:

$$Ay_t = A_1^* y_{t-1} + ... + A_P^* y_{p-1} + B_0^* x_t + ... + B_q^* x_{t-q} + C^* D_t + B\varepsilon_t$$

که در آن، ε_t اجزای خطای ساختاری، A ماتریس اثر متقابل آنی میان متغیرها و A_i^* اثرات باوقفه متغیرهای درونزای سیستم برای $i = 1, ..., p$ است. B ضرایب شوک‌های ساختاری و $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, ..., \varepsilon_{kt})'$ بردار سطری K بعدی شوک‌های فرم ساختاری با ماتریس واریانس-کواریانس $\sum_{\varepsilon}$ که متقابلاً غیرهمبسته (و متعامد) فرض می‌شوند، را نشان می‌دهند. این فرض مورد نیاز است تا بتوان اثر پویای یک شوک را جداگانه در نظر گرفت. ابتدا باید به تصریح مدل VAR، سپس با اعمال محدودیت بر ماتریس‌های A و B، به تحلیل مدل SVAR پرداخت. قیدها بر روابط بین پسماندهای رگرسیون و جملات اخلال سیستم معادلات ساختاری وضع می‌شود تا فرم ساختاری قابل تشخیص گردد. محدودیت‌ها برگرفته از تئوری و حداقل $\left(K^2 + \frac{K(K-1)}{2}\right)$ قیود برای شناسایی است.

ارتباط VAR و SVAR به صورت $Au_t = B\varepsilon_t$ است که در آن، $\Sigma_u = A^{-1}BB'A^{-1}$ می‌باشد. تخمین با روش حداکثر راست‌نمایی[2] انجام، و بعد از تخمین توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، تحلیل می‌شوند.

۳-۱. تصریح مدل

بردار متغیرهای درونزا در مدل VAR پایه، شامل متغیرهای شوک مثبت قیمت نفت (*PO*)، شوک منفی قیمت نفت (*NO*)، تغییرات لگاریتمی فرصت‌های شغلی (DLV)، تغییرات لگاریتمی مخارج عمرانی دولت (DLG)، نرخ ورود به بیکاری (x)، نرخ یافتن شغل (f) و نرخ بیکاری (u) است که به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$y = \{PO, NO, DLG, DLV, x, f, u\}$$

شوک‌های مثبت و منفی، قیمت نفت است با استفاده از روش مورک به صورت زیر محاسبه شده‌اند:

$$PO = \{\Delta \log oil \ \ if \ \Delta \log oil > 0, and \ 0 otherwise\}$$

1. Lutkepohl (2005).
2. Maximum Likelihood Method

$$NO = \{\Delta \log oil \ \ if \ \Delta \log oil < 0, and \ 0 otherwise\}$$

لازم به ذکر است که قیمت نفت به صورت واقعی مورد استفاده قرار گرفته، و فرصت‌های شغلی برگرفته از سالنامه آماری سایت وزارت تعاون است. برای محاسبه نرخ‌های ورود به بیکاری و یافتن شغل، از آمار بیکاران و بیکاران کمتر از یک ماه، گزارش‌های بهار سال ۸۴ تا تابستان سال ۹۸ طرح آمارگیری نیروی‌کار مرکز آمار استفاده، و نرخ بیکاری از مرکز آمار جمع‌آوری شده است.

ساختار قیود اعمال شده به مدل با توجه به مبانی نظری و تجربی به صورت زیر بوده است:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{po} \\ u^{No} \\ u^{DLG} \\ u^{Dlv} \\ u^{x} \\ u^{f} \\ u^{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{po} \\ \varepsilon^{No} \\ \varepsilon^{DLG} \\ \varepsilon^{Dlv} \\ \varepsilon^{x} \\ \varepsilon^{f} \\ \varepsilon^{u} \end{bmatrix}$$

که $\left[\varepsilon^{po}\varepsilon^{No}\varepsilon^{DLG}\varepsilon^{Dlv}\varepsilon^{x}\varepsilon^{f}\varepsilon^{u}\right]'$ شوک‌های ساختاری، و $\left[u^{po}u^{No}u^{DLG}u^{Dlv}u^{x}u^{f}u^{u}\right]'$ پسماندهای مدل VAR پایه هستند. با توجه به اینکه قیمت نفت در بازارهای بین‌المللی تعیین می‌شود، بنابراین، از متغیرهای دیگر تأثیر نمی‌پذیرد.

$$b_{22}\varepsilon^{NO} = u^{NO}$$

$$b_{11}\varepsilon^{PO} = u^{PO}$$

مخارج عمرانی از درآمد نفت تأمین می‌شود و تحت تأثیر نوسان قیمت نفت و قیمت تولیدات عمرانی است:

$$b_{33}\varepsilon^{Dlg} = a_{31}u^{po} + a_{32}u^{no} + u^{Dlg}$$

قیمت نفت مطابق نتیجه مطالعه دیویس (۲۰۰۱)، بر ایجاد و تخریب مشاغل و بنابراین بر فرصت شغلی و نرخ ورود به بیکاری، و طبق نظر دستفانیس (۲۰۱۶)، بر فرصت شغلی مؤثر است. طبق دیدگاه اردونز (۲۰۱۰)، نیز فرصت شغلی را کاهش و نرخ ورود به بیکاری را افزایش می‌دهد. همچنین مطابق نتایج پژوهش کاراس (۱۹۹۳)، مخارج دولت در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی و انواع هزینه‌های سرمایه‌گذاری، باعث افزایش بهره‌وری، تقاضا و عرضه نیروی‌کار می‌شود. بنابراین مخارج عمرانی بر فرصت‌های شغلی، نرخ‌های یافتن شغل، ورود به بیکاری و بیکاری اثر می‌گذارد:

$$b_{44}\varepsilon^{DLV} = a_{41}u^{Po} + a_{42}u^{No} + a_{43}u^{Dlg} + u^{DLV}$$

$$b_{55}\varepsilon^{x} = a_{51}u^{Po} + a_{52}u^{No} + a_{52}u^{D\lg} + u^{x}$$

طبق نظر پیساریدز (۲۰۰۰)، نرخ‌های یافتن شغل، از فرصت‌های شغلی تأثیر می‌پذیرند. با افزایش (کاهش) فرصت‌های شغلی، یافتن شغل، آسان‌تر (سخت‌تر) می‌شود. با افزایش نرخ ورود به بیکاری نیز بیکاران افزایش و یافتن شغل سخت‌تر می‌شود. همچنین اردونز نشان می‌دهد که شوک‌های قیمت نفت، نرخ یافتن شغل را کاهش می‌دهد:

$$b_{66}\varepsilon^{f} = a_{61}u^{Po} + a_{62}u^{No} + a_{63}u^{D\lg} + a_{64}u^{DLV} + a_{65}u^{x} + u^{f}$$

نرخ بیکاری نیز از قیمت نفت و بر اساس منحنی بوریج از فرصت شغلی و بنابر تئوری تطبیق، از نرخ‌های یافتن شغل و ورود به بیکاری، تأثیر می‌پذیرد:

$$b_{77}\varepsilon^{u} = a_{71}u^{Po} + a_{72}u^{No} + a_{73}u^{D\lg} + a_{74}u^{DLV} + a_{75}u^{x} + a_{76}u^{f} + u^{u}$$

۳-۲. برآورد مدل

قبل از برآورد مدل، مانایی متغیرها، وقفه بهینه و پایداری مدل آزمون می‌شود. با آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، فرضیه صفر مبنی بر عدم ریشه واحد متغیرها بررسی می‌شود. با توجه به این آزمون، همه متغیرها در سطح مانا هستند (جدول ۱).

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی (دیکی فولر تعمیم یافته)

متغیرها	مقدار آماره	مقداربحرانی (در سطح ۵ درصد)	prob	نتایج	روند و عرض از مبدأ
no	-۵,۶۷۶۵	-۲,۹۱۲۶	۰,۰۰۰	پایا	عرض از مبدأ
po	-۷,۶۸۴۴	-۲,۹۱۲۶	۰,۰۰۰	پایا	عرض از مبدأ
DLG	-۱۷,۵۷۹۸	-۳,۵۵۵	۰,۰۰۰	پایا	روند و عرض از مبدأ
DLV	-۲,۱۱۸۳	-۱,۹۴۷۹	۰,۰۳۴۱	پایا	عرض از مبدأ
f	-۴,۱۸۵۲	-۲,۹۱۶۵	۰,۰۰۱۶	پایا	عرض از مبدأ
x	-۳,۸۳۰۸	-۲,۹۱۳۵	۰,۰۰۴۵	پایا	عرض از مبدأ
u	-۲,۹۷۸۲	-۲,۹۲۱۱	۰,۰۴۳۹	پایا	عرض از مبدأ

مأخذ: یافته‌های پژوهش

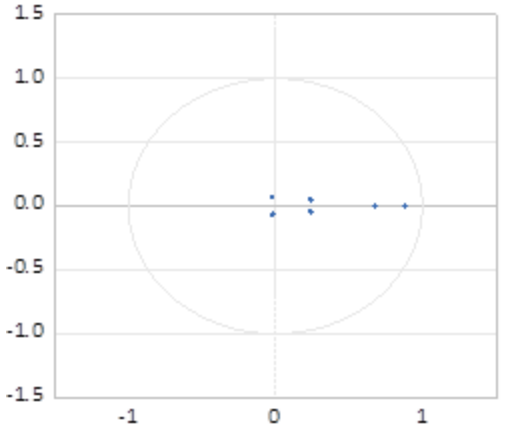
وقفه بهینه برای برآورد مدل VAR پایه بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک، در جدول (۲) آورده شده است. بر اساس این معیار، وقفه بهینه برای سیستم، یک تعیین می‌شود.

جدول ۲: تعیین طول وقفهٔ بهینه

طول وقفه	۰	۱*	۲	۳
AIC	-۲۰,۴۳۱۳	-۲۴,۶۲۸۹	-۲۳,۶۴۷۶	-۲۴,۳۵۲۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی ریشه های سیستم معادلات VAR، نشان می‌دهد که همه ریشه‌ها کمتر از یک بوده و در داخل دایره واحد قرار دارند و لذا اثرات شوک‌ها در بلندمدت از بین می‌روند و سیستم پایدار است (نمودار ۲).



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: بررسی پایداری سیستم

۳-۳. نتایج تخمین

با توجه به اختلالات[1] برآورد شده از مدل VAR(1) پایه و به‌کارگیری الگوی AB در برآورد مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، ماتریس‌های A و B به صورت زیر برآورد شده‌اند:

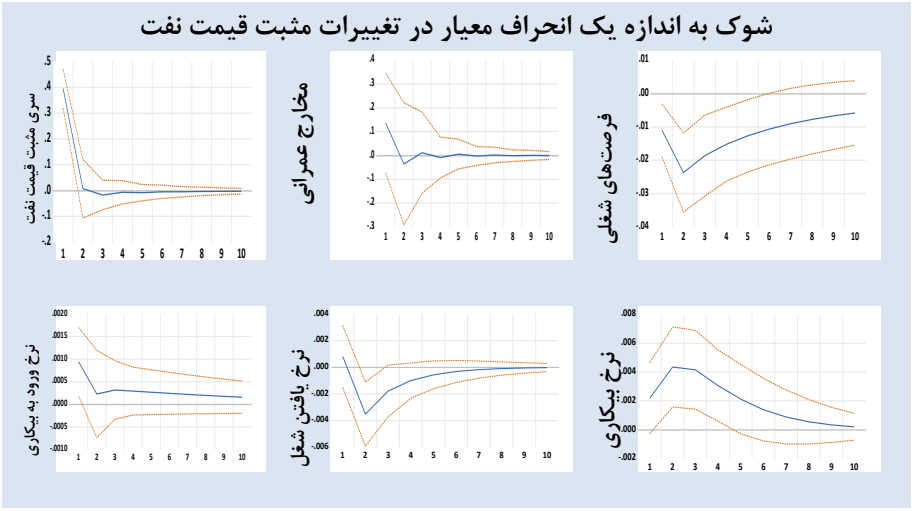
$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0.028 & 0.009 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -0.002 & 0.009 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -0.018 & 0.074 & 0.289 & 8.92 & 1 & 0 \\ 0.0001 & -0.006 & 0.011 & -0.392 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^{Po} \\ u^{No} \\ u^{DLV} \\ u^{x} \\ u^{f} \\ u^{u} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.405 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.088 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.028 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0.002 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.052 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.003 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^{Po} \\ \varepsilon^{No} \\ \varepsilon^{DLV} \\ \varepsilon^{x} \\ \varepsilon^{f} \\ \varepsilon^{u} \end{bmatrix}$$

۳-۳-۱. بررسی توابع عکس‌العمل تحریک (IRF)

توابع عکس‌العمل تحریک، پویایی‌های متغیرها را در طول زمان در اثر یک انحراف معیار تغییر در جزء اخلال ساختاری نشان می‌دهد. در نمودار (۳)، واکنش متغیرهای مدل نسبت به یک شوک ساختاری مثبت قیمت نفت ملاحظه می‌شود. یک انحراف معیار شوک به سری تغییرات مثبت قیمت

1. Innovations

نفت، باعث افزایش آنی آن به میزان ۰/۴ می‌شود، و اثر آن در فصل دوم، کاهش و از فصل سوم به بعد، از بین می‌رود. مخارج عمرانی دولت در پاسخ به شوک‌ها (مقادیر با وقفهٔ یک) فوراً افزایش یافته‌اند، اما این افزایش ماندگار نیست، و در فصل دوم کاهش یافته، و در فصل سوم، با اندکی افزایش، آثار شوک از بین می‌رود که وابستگی شدید مخارج به درآمد نفتی را نشان می‌دهد؛ چرا که تنها منبع تأمین مخارج عمرانی از درآمد نفتی است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

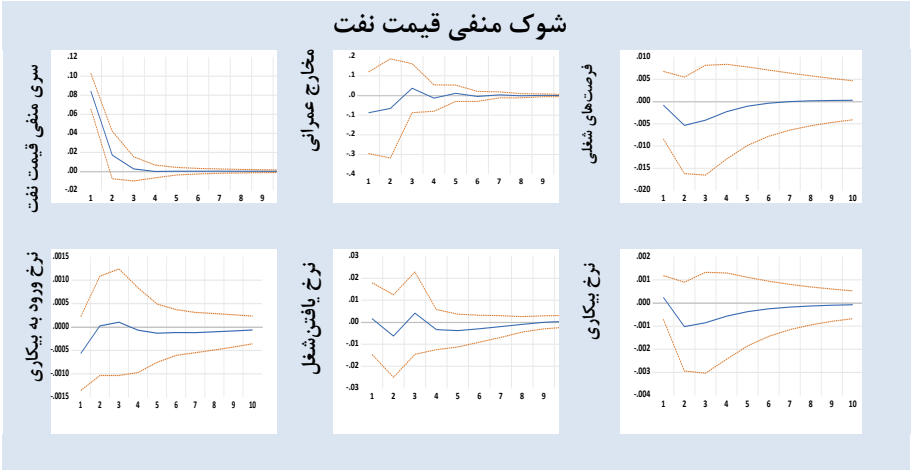
نمودار ۳: پاسخ متغیرهای مدل به شوک‌های مثبت قیمت نفت

فرصت‌های شغلی در اثر این شوک‌ها کاهش یافته‌اند، که تا فصل دوم ادامه دارد (۰/۰۲۴-). سپس اندکی افزایش پیدا کرده اما کمتر از اثر منفی اولیه، و رفته رفته اثر شوک از بین می‌رود. کاهش فرصت‌های شغلی با وجود افزایش مخارج عمرانی، نشان دهنده ناکارآیی سرمایه‌گذاری دولت است. مخارج عمرانی در کوتاه‌مدت، صرف پروژه‌های نسنجیده و کم بازده شده، که موجب کاهش بهره‌وری و اتلاف منابع می‌شود که هم مشاغل موجود و هم انگیزه ایجاد شغل، تحت تأثیر قرار می‌گیرد. همچنین وابستگی مخارج دولت به درآمد نفت و اولویت تأمین مخارج جاری، موجب عدم تحقق کافی مخارج عمرانی می‌شود. دلیل دیگر افزایش واردات در زمان افزایش قیمت نفت، برای کنترل سطح قیمت‌ها است که نتیجه آن، کاهش رقابت پذیری تولید داخلی، یا بیماری هلندی است.

در چنین شرایطی نرخ ورود به بیکاری در فصل اول افزایش یافته (۰/۰۰۱) است، و با توجه به کاهش فرصت‌های شغلی، نرخ یافتن شغل در فصل دوم (با یک فصل تأخیر) کاهش پیدا می‌کند (۰/۰۰۵-). این موارد موجب افزایش نرخ بیکاری تا سه فصل شده است (۰/۰۰۱).

نمودار (۴)، اثر شوک ساختاری تغییرات منفی قیمت نفت بر متغیرها را نشان می‌دهد. یک انحراف معیار شوک به سری تغییرات منفی قیمت نفت، باعث افزایش فوری آن به میزان ۰/۱ می‌شود، و اثر

آن در فصل سوم از بین می‌رود. اثر شوک‌های منفی قیمت نفت بر هیچیک از متغیرها معنی‌دار نیست؛ اما این شوک‌ها مخارج عمرانی دولت را فوراً کاهش می‌دهند که مجدداً وابستگی مخارج عمرانی به درآمد نفت را نشان می‌دهد؛ زیرا در زمان کاهش قیمت نفت، مخارج عمرانی کاسته می‌شود و به مخارج جاری اختصاص می‌یابد.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۴: پاسخ متغیرهای مدل به شوک‌های منفی قیمت نفت

۲-۳. نتایج تجزیه واریانس

تجزیه واریانس نشان می‌دهد که چه میزان از تغییرات خطای پیش‌بینی هر متغیر توسط شوک‌های وارده از سوی متغیرهای الگو قابل توجیه است. نتایج در جدول (۳) برای هریک از متغیرها آورده شده است. مشاهده می‌شود که بیشترین سهم را در توضیح دهی واریانس خطای پیش بینی نرخ بیکاری، خود نرخ بیکاری دارد؛ به‌طوری‌که در دوره اول ۸۷ درصد می‌باشد که این مقدار تا دوره دهم به ۵۰ درصد کاهش می‌یابد.

پس از آن، سهم متغیر نرخ ورود به بیکاری با ۲۵/۴ درصد می‌باشد که پس از ۱۰ بیشترین است. ۹۰ درصد واریانس خطای پیش بینی مخارج عمرانی توسط شوک وارد شده بر خودش توضیح داده می‌شود. سهم شوک تغییرات مثبت قیمت نفت تا حدود ۵ درصد است؛ چراکه انعطاف ناپذیری مخارج جاری، موجب عدم تحقق مخارج عمرانی می‌گردد. به عبارتی، مخارج عمرانی وابسته به مخارج جاری‌اند. بیشترین سهم توضیح دهی واریانس خطای پیش بینی فرصت‌های شغلی توسط شوک وارد شده بر خود این متغیر است؛ به طوری که دوره اول ۸۳ درصد که تا دوره دهم به ۵۳ درصد کاهش می یابد.

پس از آن، به ترتیب، شوک‌های وارد شده به تغییرات مثبت قیمت نفت ۴۰ درصد و مخارج عمرانی ۰/۳۵ درصد است. کاهش فرصت شغلی در اثر شوک تغییرات مثبت قیمت نفت، نشان دهنده بیماری هلندی و ناکارآیی مخارج عمرانی دولت است. به عبارتی، افزایش درآمد نفت، به افزایش

واردات و لطمه به تولید منجر شده و به بهبود بازار کار کمکی نمی‌کند. بیشترین سهم توضیح دهی واریانس خطای پیش بینی نرخ ورود به بیکاری را خودش با ۷۰ درصد پس از ده دوره داشته است.

پس از آن، شوک وارد شده به تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت با ۱۱ و ۵ درصد، بیشترین سهم را در توضیح دارد. بیشترین سهم توضیح دهی واریانس خطای پیش بینی نرخ یافتن شغل را خودش با ۸۰ درصد و بعد از آن، نرخ ورود به بیکاری با ۱۸ درصد دارد.

جدول ۳: نتایج تجزیه واریانس

نرخ بیکاری نسبت به شوک‌های ساختاری								
دوره زمانی	انحراف معیار	po	no	Dlg	DlV	x	f	u
۱	۰/۴	۱/۵۲	۸/۰۳	۰/۰۶	۰/۰۰۱	۱/۵۵	۱/۰۷	۸۷/۷۴
۱۰	۰/۴۲	۵/۹	۳/۹۳	۰/۰۷	۱/۵۸	۲۵/۷۴	۱۳/۳۴	۴۹/۳۷
مخارج عمرانی نسبت به شوک‌های ساختاری								
دوره زمانی	انحراف معیار	po	no	Dlg	DlV	x	f	u
۱	۰/۴	۳/۱	۱/۲۶	۹۵/۶۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۰	۰/۴۲	۴/۹	۱/۴۷	۸۹/۵۹	۰/۱۹	۱/۲۴	۰/۳۵	۱/۴
فرصت‌های شغلی نسبت به شوک‌های ساختاری								
دوره زمانی	انحراف معیار	po	no	Dlg	DlV	x	f	u
۱	۰/۴	۱۶/۱۳۵	۰/۰۰۰۴	۰/۳۵	۸۳/۱۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۰	۰/۴۲	۴۱/۴	۲/۵۸	۰/۲۵	۵۲/۹۵	۰/۴۸	۱/۳	۱/۱۱
نرخ‌های ورود به بیکاری نسبت به شوک‌های ساختاری								
دوره زمانی	انحراف معیار	po	no	Dlg	DlV	x	f	u
۱	۰/۴	۱۱/۸۱	۸/۳۷	۱/۵۵	۰/۲۸	۷۷/۹۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۰	۰/۴۲	۱۱/۰۰۸	۴/۹۲	۱/۴	۲,۰۵	۷۰/۶۷	۷/۵	۲/۴۱
نرخ‌های یافتن شغل نسبت به شوک‌های ساختاری								
دوره زمانی	انحراف معیار	po	no	Dlg	DlV	x	f	u
۱	۰/۴	۱۱/۸۱	۸/۳۷	۱/۵۵	۰/۲۸	۷۷/۹۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
۱۰	۰/۴۲	۱۱/۰۰۸	۴/۹۲	۱/۴	۲,۰۵	۷۰/۶۷	۷/۵	۲/۴۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴. جمع بندی

هدف از انجام تحقیق حاضر، بررسی تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر بازار کار بود. برای این منظور، اثر شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت بر مخارج عمرانی، فرصت‌های شغلی، نرخ‌های بیکاری، ورود به بیکاری و یافتن شغل در یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری بررسی شد. با استفاده از توابع عکس‌العمل تحریک، پاسخ متغیرهای مدل به شوک‌های ساختاری قیمت نفت استخراج شد. شوک‌های مثبت (منفی) قیمت نفت، مخارج عمرانی دولت را فوراً افزایش (کاهش) می‌دهند. این

افزایش (کاهش)، ماندگار نیست و به سرعت کاهش (افزایش) می‌یابد و از فصل سوم به بعد، اثرات شوک از بین می‌رود که وابستگی شدید مخارج عمرانی را به درآمدهای نفت نشان می‌دهد.

کاهش مخارج عمرانی دولت در پاسخ به شوک‌های منفی قیمت نفت ماندگارتر است که علت آن، علاوه بر وابستگی به درآمد نفت، انعطاف ناپذیری مخارج جاری است. در زمان کاهش درآمدهای نفتی به منظور تأمین مخارج جاری، سهم مخارج عمرانی کاهش می‌یابد. شوک مثبت قیمت نفت بر ۴ مؤلفهٔ بازارکار یعنی فرصت‌های شغلی، ورود به بیکاری، نرخ یافتن شغل و نرخ بیکاری، اثر معناداری دارند؛ اما شوک منفی قیمت نفت معنادار نیستند.

بنابراین شوک‌های قیمت نفت، اثری نامتقارن بر بازار کار دارند. یک شوک مثبت قیمت نفت با وجود افزایش مخارج عمرانی دولت، فرصت‌های شغلی را کاهش می‌دهد. البته بعد از دو فصل فرصت‌های شغلی به میزان کمی افزایش یافته‌اند، اما این افزایش به اندازه‌ای نیست که بر اثر منفی اولیه غلبه کند. اثر منفی شوک‌های قیمت نفت بر فرصت‌های شغلی و مؤثر نبودن مخارج عمرانی در بهبود فرصت‌های شغلی، به دلیل مدیریت ناکارآمد دولتی است و موجب می‌شود که مخارج عمرانی در کوتاه مدت صرف پروژه‌های نسنجیده و کم بازده شود.

نتایج همچنین دو مشکل وابستگی مخارج جاری و بیماری هلندی را تأیید می‌کند؛ چراکه شوک‌ها تنها در کوتاه مدت اثر گذارند؛ حال اینکه انتظار می‌رود مخارج عمرانی در بلند مدت باعث بهبود فرصت‌های شغلی شود.

در زمان افزایش قیمت نفت، علاوه بر افزایش مخارج عمرانی، مخارج جاری دولت و حجم فعالیت‌های آن نیز افزایش می‌یابد که می‌تواند موجب برون‌رانی بخش خصوصی شود. همچنین اولویت تأمین مخارج جاری دولت، موجب عدم تحقق مخارج عمرانی دولت در زیر ساخت‌ها به میزان کافی می‌شود.

از سوی دیگر، تبدیل ارز درآمدهای نفتی به پول ملی، تورم را افزایش، و دولت برای کنترل سطح قیمت‌ها، واردات کالاهای مصرفی و واسطه‌ای را افزایش می‌دهد که نتیجه آن، کاهش رقابت پذیری تولید داخلی، یا اصطلاحاً بیماری هلندی است. بنابراین خرج درآمدهای آسان به دست آمده نفتی، اثر خود را در کوتاه مدت و بر سمت تقاضا می‌گذارد و صرف مخارج عمرانی در پروژه‌های با مزیت کم، باعث اتلاف منابع شده و بهره‌وری نیروی‌کار و تقاضای آن را کاهش می‌دهد. در چنین شرایطی نرخ ورود به بیکاری، افزایش و با توجه به کاهش فرصت‌های شغلی، نرخ یافتن شغل (با یک فصل تأخیر) کاهش پیدا می‌کند، چرا که با افزایش نرخ ورود به بیکاری، سطح بیکاران افزایش یافته و همزمان، فرصت‌های شغلی نیز کاهش پیدا کرده است و بنابراین، کار پیدا کردن برای افراد سخت‌تر می‌شود. همهٔ این موارد، موجب شده که نرخ بیکاری افزایش پیداکند.

References

Adamczyk, P. (2022). "Does the Volatility of Oil Price Affect the Structure of Employment? The Role of Exchange Rate Regime and Energy Import Dependency". Energies, MPDI, 15: 1-10.

Alesina, A., Perotti, R. (1997). "The Welfare State and Competitiveness". The American Economic Review, 87(5): 921–939.

Blanchard, O. J., Diamond, P., Hall, R. E., & Murphy, K. (1990). "The Cyclical Behavior of the Gross Flows of U.S. Workers". Brookings Papers on Economic Activity, 1990(2): 85–155.

Cooley, Thomas F., & Leroy, S. (1985). "A Theoretical Macroeconometrics: A Critique". Journal of Monetary Economics, 16(3): 283-308.

Corden, W. M., & Neary, J. P. (1982). "Booming Sector and De-Industrialisation in a Small Open Economy". The Economic Journal, 92(368): 825-848.

Corden, W.M. (1984). "Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation". Oxford Economic Papers, 36(3): 359-380.

Davis, S. J. (1987). "Allocative Disturbances and Specific Capital in Real Business Cycle Theories". The American Economic Review, 77(2): 326–332.

Davis, S.J., & Haltiwanger, J. (1990). "Gross Job Creation and Destruction: Microeconomic Evidence and Macroeconomic Implications". NBER Macroeconomics Annual, 5: 123-168.

Davis, Steven J., & Haltiwanger, John. (2001). "Sectoral Job Creation and Destruction Responses to Oil Price Changes". Journal of Monetary Economics, 48(3): 465-512.

Destefanis, Sergio, & Mastromatteo, Giuseppe. (2016). "The Beveridge Curve in the OECD Before and after the Great Recession". Government of the Italian Republic (Italy), Ministry of Economy and Finance, Department of the Treasury Working Paper, (5).

Diamond, P. A. (1982). "Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium". The Review of Economic Studies, 49(2): 217-227.

Ebadi, J., Rahmati, M., & Hadad, M. (2017). "Rates of Entering Unemployment and Finding a Job in Iran's Economy". Researches and Policies Economic, 24(84): 43-64.

Elsby, M., Michaels, R., & Solon, G. (2009). "The Ins and Outs of Cyclical Unemployment". American Economic Journal: Macroeconomics, 1(1): 84-110.

Farzam, V., Ansari, M., & Khalil, R. (2017). "Investigating the Impact of Oil Price Shock on Employment in Selected Oil Exporting Countries". Applied Economics Quarterly, 7(20): 25-34.

Feldstein, M., & Poterba, J. (1984). "Unemployment Insurance and Reservation Wages". Jornal of PublicEconomics, 23(1): 141-167.

Friedman, M. (1968). "The Role of Monetary Policy". American Economic Review, 58: 1-17.

Fujita, S., G. Ramey. (2009). "The Cyclicality of Separation and Job Finding Rates". International Economic Review, 50: 415-430.

Hall, R. E. (1979). "A Theory of the Natural Rate of Unemployment and the Duration of Unemployment". Journal of Monetary Economics, 5(2): 153-169.

Hall, R. E. (2005a). "Job Loss, Job-Finding, and Unemployment in the U.S. Economy over the Past Fifty Years". NBER Macroeconomics Annual 2005: 101-137.

Hall, R. E. (2005b). "Employment Efficiency and Sticky Wages: Evidence from Flows in the Labor Market". Review of Economics and Statistics, 87: 397-407.

Hamilton, J. D. (1983). "Oil and the Macroeconomy Since World War II". Journal of Political Economy, 91(2): 228-48.

Herrera, Ana María., & Karaki, Mohamad B. (2015). "The Effects of Oil Price Shocks on Job Reallocation". Journal of Economic Dynamics and Control, Elsevier, 61(C), 95-113.

Hua Wang, K., Liu, L., Li, X., and Ramona, L.O. (2022). "Do Oil Price Shocks Drive Unemployment? Evidence from Russia and Canada". energy, 253: 107-124.

Karras, G. (1996). "Why Are the Effects of Money-supply Shock Asymmetric? Convex Aggregate Supply or Pushing on a String?". Journal of Macroeconomics, 18(4): 605-619.

Loungani, P. (1986). "Oil Price Shocks and the Dispersion Hypothesis". Review of Economics and Statistics, 68(3): 536-539.

Lutkepohl, H. (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, New York.

Mork, K. A. (1989). "Oil and the Macroeconomics When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results". Journal of political Economy, 97(3): 740-744.

Mortensen, D., & Pissarides, C. (1994). "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment". Review of Economic Studies, 61(3): 397-415.

Ordóñez, J., Sala, H., & Silva, J. (2011). "Oil Price Shocks and Labor Market Fluctuations". The Energy Journal, 32(3): 89-118.

Palaios, P., & Papapetrou, E. (2022). "Oil Prices, Labor Market Adjustment and Dynamic Quantile Connectedness Analysis: Evidence from Greece During the Crisis". Nature Public Health Emergency Collection, 11(1).

Phelps, E.S. (1968). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time". Economica, 35: 288-296.

Pindyck, R.S. (1991). "Irreversibility, Uncertainty and Investment". Journal of Economic Literature, 29: 1110-1148.

Pissarides, Ch. A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*. MIT Press, Cambridge.

Sayadi, M., & Bahrami, J. (2015). "Evaluating the Effects of Oil Revenue Investment Policies on Economic Performance Variables in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach". Iran's Energy Economy (Environmental and Energy Economy), 4(16): 85-135.

Shimer, R. (2005). "The Cyclicality of Hires, Separations, and Job-to-Job Transitions". Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 87(4): 493-507.

Shimer, R. (2012). "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment". Review of Economic Dynamics, 15: 127-148.

Van der Ploeg, F. (2011). "Natural Resources: Curse or Blessing?". Journal of Economic literature, 49(2): 366-420.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 49-70

The Effect of Oil Price Shocks on Labor Market Components

Mir Hossein Mousavi[1]
Musa Khoshkalam Khosroshahi[2]
Samira Torkashvand[3]

Received: 2022-12-27 Accepted: 2023-1-17

Abstract
The purpose of this study is to investigate the effect of oil price shocks on the components of the Iranian labor market and the role of government capital expenditure in this field. Labor market components include job vacancies, job finding rates, inflow rates to unemployment and unemployment rates. For this purpose, the structural vector autoregressive approach over the period 2005:2-2019:3 has been used. The results of impulse response functions show that positive oil price shocks have significant effects on model variables. However, negative oil price shocks are not significant. The positive oil price shock increase government capital expenditure, but due to the inefficiency of government investment, job vacancies decrease and the inflow rates to unemployment increase. As a result, the unemployment rate has risen in response to positive oil price shocks. The results show the Dutch disease and the asymmetric effect of oil price shocks on the labor market.

Introduction:
In addition to creating economic problems, the problem of unemployment can be the source of behavioral disorders and political tensions and can be considered a threat to the health of a society. For this reason, analyzing the labor market and knowing the factors that lead to unemployment is one of the concerns of every economy. Oil is a source of income in exporting countries and an important production factor in importing countries. Therefore, oil price shocks are expected to have an impact on market developments in terms of income and cost effects. This study aims to answer the question of whether oil price shocks have an effect on the components of Iran's labor market. For this purpose, the effect of oil price shocks from the channel of construction expenditure on the rates of finding a job, entering unemployment, unemployment and job opportunities, which are adjustment factors and represent the components of the labor market, are investigated.

Methodology:
In this article, structural vector auto regression (SVAR) model is used to investigate the effect of oil price shock on labor market components. For this purpose, it is necessary to specify the VAR model first, and then analyze the SVAR model by applying restrictions on matrices A and B. Constraints are

1. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran (Corresponding Author), E-mail: hmousavi@alzahra.ac.ir
2. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran, E-mail: m.khosroshahi@alzahra.ac.ir
3. M.Sc. in Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran, E-mail: torkashvand.s99@gmail.com

imposed on the relationships between the regression residuals and the disturbance terms of the structural equation system so that the structural form can be identified.

Results and Discussion:
The results related to the significance of the variables show that all the variables are at the significance level. In addition, the optimal lag for estimating the basic VAR model based on the Akaike criterion is 1. Examining the roots of the VAR equation system shows that all the roots are less than one and are inside the unit circle, so the effects of shocks disappear in the long-run and the system is stable. The findings show that one standard deviation shock to the series of positive changes in oil price causes its instant increase by 0.4 and its effect decreases in the second season and disappears from the third season onwards. Government construction expenditure has increased immediately in response to shocks (one-time lag amounts), but this increase is not lasting, and it has declined in the second season, and in the third season it disappears with a slight increase in shock effects that shows a strong dependence on oil revenues. Because the only source of construction expenditure is from oil revenues, job openings have declined due to these shocks, which last until the second season. Then it increases slightly, but less than the initial negative effect, and gradually the shock effect disappears. One standard deviation shock to the series of negative oil price changes will cause it to increase by 0.1 immediately, and its effect will disappear in the third quarter. The effect of negative oil price shocks on any of the variables is not significant. However, these shocks immediately reduce government construction spending. This again shows the dependence of construction expenditure on oil revenues because at the time of the drop in oil prices, construction expenditure is decreased and allocated to current expenditure.

Conclusion:
The aim of this study was to investigate the effect of oil price shocks on the labor market. For this purpose, the effects of positive and negative shocks of oil prices on construction expenditure, job opportunities, and unemployment rates, entering unemployment and finding jobs in a SVAR model were investigated. Positive (negative) shocks in oil prices immediately increase government construction spending. This increase (decrease) is not lasting and quickly decreases (increase) and from the third season onwards, the shock effects disappear. The positive shock of oil prices has a significant effect on four components of labor market, namely job opportunities, entering unemployment, job finding rate and unemployment rate. However, negative oil price shocks are not meaningful. Therefore, oil price shocks have asymmetric effects on the labor market. The results also confirm two problems of dependence on current expenditure and Dutch disease. Because shocks only affect the short term, while construction spending is expected to improve job opportunities in the long run.

Keywords: Oil price shocks, job finding rates, inflow rates to unemployment
JEL Classification: E31, J6, Q4

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱۰۷-۷۱

نقش متنوع سازی شرکای تجاری در میزان اثربخشی نوسانات اقتصادی بین المللی در اقتصاد ایران

جعفر مختاری شیره جینی[۱]
ابراهیم هادیان[۲]
علی حسین صمدی[۳]
احمد صدرایی جواهری[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۹/۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۰/۳۰

چکیده

ایجاد تنوع در شرکای تجاری، یکی از راه های مقاوم سازی و کاهش آسیب پذیری اقتصاد یک کشور در برابر نوسانات و شوک های اقتصادی بین المللی است. متنوع سازی مبادی واردات و مقاصد صادرات هر کشور، می تواند موجب پایداری تجارت خارجی و افزایش ثبات تولید در داخل شود. تمرکز این تحقیق بر نقش متنوع سازی کشورهای طرف واردات به ایران در کاهش اثر نوسانات بین المللی بر اقتصاد ایران است. اساس تحقیق حاضر بر نظریه لوکوموتیو استوار بوده، که بیانگر تأثیرگذاری و اثرپذیری نوسانات اقتصادی کشورها بر یکدیگر از طریق تجارت خارجی است. بدین منظور، دو مدل با ساختار یکسان برای دو مقطع در دوره زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۷ طراحی شد تا نقش حضور یا عدم حضور چین در میان شرکای تجاری ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) بررسی شود. نتایج بررسی توابع واکنش، نشان می دهد که در اکثر موارد، نوسانات متغیرهای کلان اقتصاد ایران (شامل GDP، تورم، FDI، صادرات و واردات) در پاسخ به نوسانات GDP و تورم کشورهای OECD پس از ورود چین در الگو، کاهش یافته، به طوری که شدت اثرگذاری شوک های وارده به مدل، ملایم تر، و زمان از بین رفتن اثرشوک ها نیز کوتاه تر شده است. نتایج، نشان می دهد که متنوع سازی شرکای تجاری ایران، باعث کاهش اثر نوسانات اقتصادی کشورهای OECD بر متغیرهای کلان و مقاوم سازی اقتصاد ایران بوده است.

واژگان کلیدی: تنوع شرکای تجاری، خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، اقتصاد ایران، نظریه لوکوموتیو
طبقه بندی JEL: F14, C32, F40, F11

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بین الملل، پردیس بین الملل دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، arastoo.m2000@gmail.com
۲. استاد اقتصاد، بخش اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، (نویسنده مسؤول)، ehadian@rose.shirazu.ac.ir
۳. استاد اقتصاد بخش اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، asamadi@rose.shirazu.ac.ir
۴. دانشیار اقتصاد، بخش اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران، sadraei@shirazu.ac.ir

۱. مقدمه

تأثیر متقابل اقتصادها بر یکدیگر، موجب شده است تا حساسیت در انتخاب مبادی وارداتی، بازارهای هدف و به طورکلی شرکای تجاری، بیشتر شود. هر کشوری بر اساس مختصات خود، طرف های تجاری خاص خود را انتخاب می‌کند تا ضمن در امان ماندن از اثرات منفی نوسانات اقتصادی بین الملل، هزینه های واردات خود را به حداقل رساند و حداکثر درآمد صادراتی را ایجاد نماید.

هدف از انجام تحقیق حاضر، بررسی میزان اثرگذاری تنوع در شرکای تجاری ایران بر کاهش نوسانات ناشی از تحولات اقتصادی بین الملل بر اقتصاد ایران است. بحث متنوع سازی شرکای تجاری با هدف در امان ماندن از نوسانات و تحولات اقتصادی و سیاسی بین المللی برای هر کشور اهمیت دارد اما در اقتصاد ایران، به دلیل شرایط خاص حاکم بر آن و بویژه اعمال تحریم های اقتصادی که سخت ترین تحریم های اعمال شده علیه یک کشور بوده اند[۱]، این مسأله اهمیت دوچندان می یابد.

در دوره های قبلی تحریم ها (قبل از سال ۱۳۹۷)، یکی از نقاط ضعف اقتصاد ایران، کاهش تنوع در سبد شرکای تجاری خارجی بوده است که از کاهش تعداد خریداران نفت (به عنوان محصول اصلی صادراتی ایران) و کاهش ورود گردشگران خارجی تا کاهش کشورهای صادرکننده کالا به ایران را در بر می گرفت و در این شرایط، دو کشور چین و روسیه به طرف های اصلی خارجی ایران تبدیل شدند که طبق آمار رسمی گمرک ایران در سال ۱۳۹۷ حدود ۳۰ درصد تجارت خارجی ایران با این دو کشور بوده، و تا حدودی باعث کاهش آسیب تحریم های اقتصادی غرب علیه اقتصاد ایران شده است.

در این میان، کشور چین طی دو دهه اخیر از نظر کشورهای در حال توسعه، عملاً رقیب اصلی و جایگزین قدرت های اقتصادی جهان موسوم به کشورهای عضو OECD شده، و بازارهای بزرگی در جنوب و شرق آسیا، خاورمیانه و آفریقا را به دست آورده، هر چند افزایش همکاری های اقتصادی ایران و چین طی دو دهه اخیر، بیشتر به دلیل اعمال تحریم ها و عدم تمایل به همکاری کشورهای OECD با ایران و درنتیجه، رواج سیاست نگاه به شرق در میان تصمیم گیران سیاسی ایران بوده و هزینه های اضافی و خسارت هایی هم در پی داشته است، اما باید توجه داشت که اگر چین و روسیه و چند کشور نوظهور اقتصادی نظیر ترکیه، برزیل، هند و ...، در سبد کشورهای طرف تجاری ایران حضور نداشتند، میزان خسارت وارده تا چه حد می توانست بزرگ و جبران ناپذیر باشد. لذا می توان گفت متنوع سازی شرکای تجاری برای تمام کشورهای جهان، عملاً به معنای ایجاد فرصت و برای ایران به معنای راهی برای بقا است.

در خصوص تجارت ایران و چین، توجه به این نکته ضرورت دارد که اگرچه تنها ۱ در صد از صادرات چین به ایران تعلق دارد ولی بیش از ۳۵ درصد واردات ایران از چین صورت می گیرد[۲] که نشان از اهمیت چین در میان کشورهای صادرکننده به ایران است و می توان دریافت که چین به تنهایی می تواند به اندازه مجموعه ای از کشورها در تجارت خارجی یک کشور نقش داشته باشد؛

۱. طبق اعلام خبرگزاری فرانسه به نقل از وزیر خزانه داری آمریکا در تاریخ ۱۵ تیر ۱۳۹۲.

۲. آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران

نقشی که سال‌ها توسط بسیاری از کشورهای همسایه چین و نیز کشورهای آفریقایی پذیرفته شده است. البته باید توجه داشت که تمرکز بر تجارت با یک یا چند کشور خاص توصیه نمی شود و هدف این مطالعه نیز استفاده از ظرفیت ها و اضافه کردن کشورهای نوظهور اقتصادی در کنار سایر شرکای تجاری است تا میزان "تاب آوری" اقتصادی کشور افزایش یابد.

این تحلیل بر اساس "نظریه لوکوموتیو"[۱] می باشد که استدلال می کند: نوسانات اقتصادی کشور ها از طریق تجارت خارجی تأثیرگذار و تأثیرپذیر است. به منظور بررسی میزان تأثیر متنوع سازی شرکای تجاری در کاهش اثر نوسانات اقتصادی بین المللی بر اقتصاد ایران، حضور یا عدم حضور جدی چین در تجارت خارجی ایران (به عنوان نمادی از متنوع سازی شرکای تجاری) لحاظ شده است. باید توجه داشت که هرچند چین یک کشور واحد است و در تجارت خارجی ایران هم تنها یک شریک به حساب می آید اما سهم و میزان تجارت آن در مقطع مورد بررسی، از مجموع تجارت چندین کشور عمده طرف تجاری ایران بیشتر بوده است و لذا می توان حضور چین را به مثابه ایجاد تنوع در شرکای تجاری لحاظ کرد که در مقالات متعددی در کشورهای مختلف جهان به این نحو عمل شده است، مانند مقاله بوثه و همکاران[۲] (۲۰۱۴) و مقاله آساموآ الا[۳] (۲۰۱۵).

نکته مهمی که باید به آن اشاره شود، آن است که دلیل بررسی اضافه شدن کشور چین به عنوان شریک تجاری جدید به جای بررسی یک منطقه اقتصادی (مانند اکو، آسه آن، اتحادیه اروپا و ...) برای بیان متنوع سازی شرکای تجاری ایران، توجه به این واقعیت است که حجم تجارت فی مابین و بویژه واردات ایران در دو دهه اخیر، از یک سو و صادرات نفت و گاز ایران از سوی دیگر، عامل تعیین کننده در بیان اثرگذاری و سودمندی متنوع سازی بوده، موضوعی که در تجارت بین ایران و چین طی دو دهه اخیر کاملاً مشهود است اما در مورد منطقه ای مانند اکو، رقم ناچیزی است و به طورکلی حجم تجارت داخلی بین اعضای اکو رقم قابل توجهی نیست (حدود ۸ درصد از تجارت کل کشورهای اکو با جهان)[۴].

در این خصوص تحقیقی توسط حائریان اردکانی (۱۳۸۷) منتشر شد که با استفاده از مدل جاذبه، تأثیر ورود چین و روسیه را به سازمان اکو بررسی کرده است. بر اساس نتایج حاصله، بیشترین حجم تجارت بین کشورهای مورد بررسی، زمانی است که چین به اکو بپیوندد. تحقیق مذکور و موارد مشابه آن در ایران و تحقیقاتی که در خارج از ایران بویژه در منطقه آسیای جنوب شرقی (آ سه آن)[۵] خاورمیانه[۶]، آفریقای مرکزی[۷] و ... انجام شده است، نشان از اهمیت فوق العاده چین و جایگاه مهم آن

1. The Locomotive Theory
2. Busse (2014).
3. Assoumou Ella (2015).
4. https://dana.ir/news/1901415.html/share
5. Tomoo Marukawa. (2021). "Dependence and Competition: Trade Relationship between Asian Countries and China". Journal of Contemporary East Asia Studies, **10**(2) 246-261.
6. https://www.e-ir.info/2021/09/20/chinas-increasing-influence-in-the-middle-east.
7. Busse, M. Erdogan, C., and Mühlen, H. (2014). "China's Impact on Africa; the Role of Trade, FDI and Aid". IEE Working Papers, 206, Ruhr University Bochum, Institute of Development Research and Development Policy (IEE).

در تجارت جهانی دارد. لذا مانند مقالات مشابه (که قبلاً اشاره شد)، انتخاب چین می تواند قابل توجیه باشد.

لعلی و همکاران (۱۴۰۱)، ضمن بررسی شرکای بالقوه ایران با رویکرد تحلیل شبکه های پیچیده وزنی که بر اساس ساخت ماتریس های وزنی روابط تجاری تمامی کشورها در شبکه تجارت جهانی در پنج مقطع زمانی در فاصله سال های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۸ انجام شده، نشان دادند که روند موقعیت تجاری ایران در طول دوره بررسی، ضعیف تر، و شاخص های شبکه تجاری کشور پس از دوره های اعمال تحریم، شکننده تر شده است. بر اساس رتبه بندی شاخص ترکیبی، مؤلفه های اصلی شاخص های تنوع شرکای تجاری، شرکای مناسب و بالقوه برای کشور، به ترتیب اولویت عبارتند از کشورهای چین، ژاپن، هند، کره جنوبی و تایلند.

به منظور پیاده سازی این مبحث، لازم است تا یک مدل سازی مناسب، منطبق بر پیش فرض های ذکر شده انجام پذیرد که امکان انجام چنین تجزیه و تحلیلی را فراهم آورد. برای این منظور، باید دو مدل با چهارچوب ساختاری و متدولوژی اقتصادسنجی یکسان طراحی شود و با کنترل متغیر های مدل در حالت حضور یا عدم حضور مؤثر کشور چین، مقایسه تأثیرپذیری متغیر ها از شوک های بین المللی انجام پذیرد تا با مقایسه نتایج حاصل از دو مدل، بتوان مقایسه ای در خصوص تأثیر حضور یا عدم حضور چین در تجارت خارجی ایران انجام داد.

بر اساس موارد بیان شده در بالا، در این تحقیق دو مدل با چهارچوب تئوریک و ساختاری مشابه، برای دو دوره زمانی طراحی گردید تا بتوان نقش حضور یا عدم حضور چین در تجارت خارجی ایران را به عنوان یک نمونه از متنوع سازی شرکای تجاری تبیین کرد.

در دوره اول، مقطع زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۸۳[۱] مورد بررسی قرار می گیرد که چین سهم اندکی در تجارت خارجی ایران دارد و بیشترین مراودات تجاری ایران با اقتصادهای بزرگ جهان و کشورهای موسوم به OECD (شامل ۳۰ کشور کانادا، دانمارک، فرانسه، آلمان، یونان، ایسلند، ایرلند لوکزامبورگ، هلند، اتریش، بلژیک، نروژ، پرتغال، اسپانیا، سوئد، سوئیس، ترکیه، انگلیس، آمریکا، ژاپن، نیوزلند، فنلاند، استرالیا، جمهوری چک، مجارستان، مکزیک، کره جنوبی، لهستان و جمهوری اسلواکی و ایتالیا) می باشد، لذا متغیرهای مربوط به تجارت چین حذف شده اند.

در دوره دوم، بازه زمانی ۱۳۴۹ تا ۱۳۹۷[۲] بررسی می شود که ضمن شامل بودن دوره اول، دوره ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۷ را نیز در برمی گیرد که در آن، چین نقش بسیار پررنگی در تجارت خارجی ایران دارد. با مقایسه نتایج حاصل از دو دوره، می توان تأثیر حضور چین را در اقتصاد ایران بیان کرد.

موضوع مهم دیگر در خصوص انتخاب چین به‌عنوان شریک تجاری در کنار سایر کشورهای بزرگ صنعتی جهان، عدم انطباق و همزمانی چرخه های اقتصادی کشورهای نوظهور آسیا با چرخه های

۱. برابر با سال های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ میلادی

۲. برابر با سال های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ میلادی

اقتصادهای توسعه یافته است. دیز و وانستین کیست (۲۰۰۷)[1]، با استفاده از یک مدل GVAR استدلال کردند که رشد چین نسبت به شوک های اقتصادی جهان نسبتاً مصون است. لامبرت و چاوی مارتین (۲۰۰۸)[2]، این نتیجه را تأیید می کنند و دلیل آن را وابستگی رشد اقتصادی چین به مصرف بخش خصوصی داخلی، سرمایه گذاری و ادغام منطقه ای می دانند.

۲. ادبیات نظری

با وجود اختلاف نظر در بین اقتصاددانان درخصوص میزان تأثیر تجارت خارجی بر اقتصاد کشورها اما بر سر اصل موضوع تقریباً اجماع وجود دارد و تقریباً تمام نظریه پردازان هم عقیده اند که برای دستیابی به رشد اقتصادی سریع تر، امکان دسترسی به دانش فنی و پیشرفت های علمی شرکای تجاری، بهره مندی از سرریز فنی و انتقال دانش، واردات کالاهای واسطه ای و سرمایه ای، برخورداری از بازارهای بزرگ تر، صرفه های اقتصادی ناشی از مقیاس، کمک به حفظ ثبات و پایداری اقتصادی، رقابت پذیری و افزایش توان رقابت بنگاه های متوسط و بزرگ داخلی و ... باید از ظرفیت های تجارت بین الملل استفاده کرد.[3] البته برخی هم نظر دیگری دارند؛ مانند کروگمن[4] (۱۹۹۴)، و رودریک[5] (۱۹۹۵)، که عقیده دارند اثر باز بودن بر رشد اقتصادی در بهترین حالت می تواند بی معنی باشد و در حالت بد، گمراه کننده خواهد بود و در نتیجه، نمی توان با تکیه بر مدل های تئوریک رشد اقتصادی سریع تر را به باز بودن تجارت ربط داد.

در مطالعات داخلی نیز اکثر محققان به این نتیجه دست یافته اند که تجارت خارجی، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارد و تأثیر متنوع سازی شرکای تجاری بر رشد اقتصادی ایران نیز مثبت است.[6] اکثر نظریات جدید و الگوهای رشد درونزا، نشان داده اند که درجه باز بودن اقتصادی و حجم تجارت بین‌الملل، به دلیل ایجاد دسترسی به بازارهای جهانی، بهبود تکنولوژی و تأمین منابع، نرخ رشد اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

از سوی دیگر، رشد حجم مبادلات تجاری نسبت به تولید جهانی بیشتر شده که نشان می دهد، تولید جهانی بیشتر براساس انگیزه‌های تجاری شکل گرفته و رویکرد برونگرا در برنامه رشد و توسعه اقتصادی کشورها مورد توجه بیشتری قرار گرفته است. در مورد ایران، نتایج حاصل از برآورد الگو برای دوره (۱۳۸۰-۱۳۴۵)، از روش ARDL نشان داد که تجارت بین‌الملل در قالب شاخص "درجه باز بودن اقتصاد"، بر رشد سرانه تولید ناخالص داخلی ایران تأثیر مثبت دارد.[7]

---

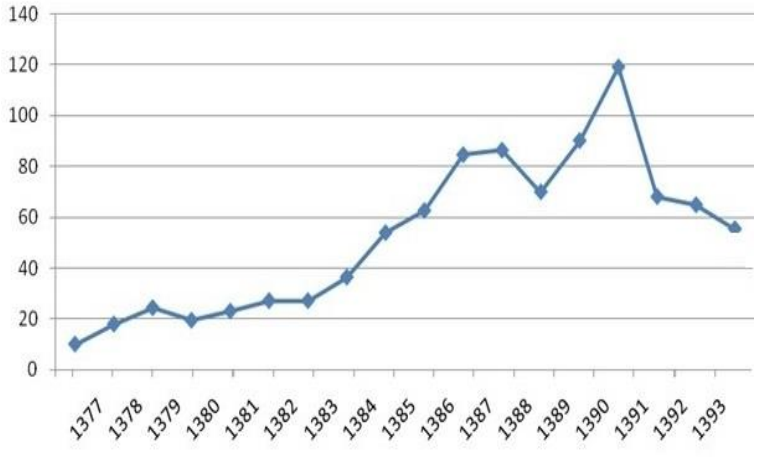
1. Dées and Vansteenkiste (2007).
2. Lambert and Chavy-Martin (2008).
3. Perbish (1950); Barro and Sala-i-Martin (1997 and 2004); Ades and Glaeser (1999); Fischer (1993); Feenstra and Kee (2004).
4. Krugman (1994).
5. Rodrik (1995).

۶. سلمانی و فتاحی (۱۳۸۷)؛ گوگردچیان و رحیمی (۱۳۹۱).

۷. فرهادی (۱۳۸۳).

البته تجارت خارجی و مبادلات مالی بین کشورها، همان گونه که مزایای بسیاری برای طرفین دارد، می تواند انتقال دهنده بحران های اقتصادی نیز باشد. هر چقدر کشورها با اقتصاد جهانی بیشتر ادغام شده باشند، تأثیر بیشتری از بحران ها را شاهد خواهند بود. در بحران مالی ۲۰۰۸ (به‌عنوان یکی از بزرگترین بحران های اقتصادی تاریخ جهان بعد از بحران ۱۹۲۹)، کشور ایران به دلیل عدم عضویت در WTO، تا حدودی از آثار بحران در امان بود اما به دلیل وابستگی به صادرات نفت، با کاهش درآمدهای نفتی مواجه شد.[۱]

بحران های مالی می تواند از طریق پیوندهای واقعی (تجارت و سرمایه گذاری مستقیم خارجی) و پیوندهای مالی (اعطای وام های بانکی) از منطقه ای به منطقه دیگر سرایت نماید. به‌دلیل سهم اندک ایران از سرمایه گذاری مستقیم خارجی در سال‌های منتهی به بحران ۲۰۰۸، انتظار می رفت که ایران آسیب چندانی را متحمل نشود اما آثار بحران در بخش هایی از اقتصاد ایران قابل توجه بود: ۱- کاهش هزینه های جاری و عمرانی دولت بر اثر سقوط قیمت جهانی نفت در پی کاهش تقاضای چین، هند و کشورهای توسعه یافته؛ ۲- آسیب به بخش صنعت و معدن به‌دلیل سقوط قیمت جهانی فلزات، مواد معدنی، پتروشیمی و مواد اولیه؛ ۳- کاهش صادرات غیرنفتی به‌دلیل کاهش تقاضای کشورهای واردکننده از ایران؛ ۴- سقوط شاخص بورس ایران به‌دلیل خسارت های وارده به صنایع مختلف ناشی از بحران اقتصادی جهان.[۲] نمودار زیر، میزان درآمد نفتی ایران طی سال‌های ۱۳۷۷ تا ۱۳۹۳ و تأثیر بحران سال ۱۳۸۸ را نشان می دهد:



منبع: آمار بانک مرکزی ایران

نمودار ۱-۲: درآمد نفتی ایران (۱۳۹۳-۱۳۷۷) (میلیارد دلار آمریکا)

۱. لشگری (۱۳۸۸).

۲. شجری (۱۳۹۱).

۱-۲. نظریه لوکوموتیو[1]

بر اساس نظریه "لوکوموتیو"، نوسانات اقتصادی بین‌المللی از طریق تجارت خارجی بر کشورها تأثیر می گذارد و در این میان، یک یا چند کشور محدود امکان بالقوه خارج کردن کشورها از بحران را دارند. اصطلاح لوکوموتیو اولین بار در سال ۱۹۷۶ در اجلاس OECD در پاریس مطرح شد. این نظریه، بیان می کند که طی سال‌های ۷۷-۱۹۷۵ ایالات متحده "لوکوموتیو" اصلی برای بیرون کشیدن اقتصاد جهانی (به طور دقیق تر کشورهای صنعتی جهان اول) از رکود پیشین (نخستین شوک نفتی) بوده[2] و برای آن، هزینه بسیار بالایی پرداخته است که از آن جمله، تورم داخلی بالا، تراز تجاری و ترازپرداخت های به شدت منفی و دلار ضعیف شده نسبت به شرایطی است که می توانست با نادیده گرفتن شرکای خود داشته باشد و لازم است تا شرکای عمده آمریکا و در رأس آنها ژاپن و آلمان نیز نقش خود را به‌عنوان لوکوموتیو اقتصاد جهانی بپذیرند و از این طریق، هم به اقتصاد آمریکا و هم به اقتصاد جهانی کمک کنند.

این نظریه به طور مشخص، بیان می کند که کشورهای صنعتی مبدأ و منشأ نوسانات اقتصادی بین المللی هستند و رونق یا رکود آنها با وقفه زمانی، ابتدا به شرکای عمده و سپس به سایر کشورها سرایت می کند. باید توجه داشت که بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰، توصیف ایالات متحده به عنوان لوکوموتیو اقتصاد جهانی کاملاً رایج بود. سیاست های پولی و مالی ایالات متحده از طریق پیوند های تجاری و مالی با کشور های کوچک تر، نقش تعیین کننده ای در توسعه چرخه های اقتصاد جهانی داشت.

در دهه های اخیر اگرچه اهمیت و نقش ایالات متحده همچنان پا بر جا بوده اما اقتصاد ایالات متحده آنقدر سریع رشد نمی کند که به عنوان تنها لوکوموتیو قطار اقتصاد جهان عمل کند. بویژه در دهه اخیر چین به تنهایی، و سایر بازار های بزرگ نوظهور در مجموع، به محرک های مهم اقتصاد جهانی تبدیل شده اند. چین و سایر بازار های بزرگِ در حال ظهور به طور فزاینده ای به یکدیگر وابسته اند؛ زیرا چین از یک طرف، وارد کننده اصلی مواد خام، و از طرف دیگر، تأمین کنندهٔ محصولات تولیدی و سرمایه گذاری خارجی است. وقوع چنین پدیده ای در عرصه اقتصاد بین الملل باعث جلب توجه بسیاری از محققان به بحث در مورد نقش شرکای تجاری و بررسی اثرات یک جانبه و متقابل چنین تصمیاتی شده است.

در این راستا، فرانکل و رز[3] (۱۹۹۸)، باکستر و کوپاریتساس[4] (۲۰۰۴)، بر پایه نظریه لوکوموتیو، نشان می دهند که نوسانات اقتصادی کشور ها از طریق تجارت خارجی تأثیرپذیر می باشد.

توجه به این نکته، در ارائه نظریه لوکوموتیو از نقش سیاست های پولی و مالی و تغییرات نرخ ارز صرف نظر شده است. در تبیین این نظریه، حالت دو کشور در نظر گرفته می شود: کشوری که نقش

1. The Locomotive Theory
2. Bronfenbrenner (1979).
3. Frankel and Rose (1998).
4. Baxter and Kouparitsas (2004).

لوکوموتیو را برعهده دارد (آمریکا) و سایر کشورهای جهان (به‌طور مشخص دو کشور آلمان غربی و ژاپن که به‌صورت بالقوه توان پذیرش نقش لوکوموتیو را در آن سال‌ها داشتند)، و نتیجه گیری می شود که به‌دلیل فقدان ساختارها و منابع داخلی در سایر کشورها (در آن دوره)، آمریکا همچنان باید به ایفای نقش لوکوموتیو خود ادامه دهد. در حالت ۳ کشور، سایر کشورهای جهان اضافه می شوند، با این فرض که روابط کشور سوم (باقی جهان) با یکی از کشورهای ۱یا ۲ که قابلیت تبدیل به لوکوموتیو را دارند، قوی تر است. در این حالت، چنانچه روابط کشورهای سوم با لوکوموتیو ۲ قوی تر باشد و تأثیر هزینه ها به درآمدهای کشور ۲ بر درآمد کل جهان بیش از تأثیر کشور ۱ باشد، کشور ۲ می تواند نقش لوکوموتیو اصلی را برعهده گیرد.

هرچند طی دهه های اخیر از اقتصاد آلمان به عنوان "لوکوموتیو اروپا" یاد می شد،[1] اما به نظر می رسد که این لوکوموتیو در انتهای مسیر خود است و اتحادیه اروپا در سال‌های اخیر بویژه بعد از همه گیری ویروس کرونا، به دنبال یافتن لوکوموتیوی پرقدرت تر برای خروج از رکود است.[2]

در ادامه، دامنه مطالعات این حوزه گسترده تر شد و مقوله متنوع سازی شرکای تجاری و تأثیرات آن بر خنثی سازی و یا کاهش اثر شوک های بین المللی مطرح گردید. در این راستا، می توان به مطالعه آساموا الا[3] (۲۰۱۵)، در مورد شرکای تجاری کنیا اشاره داشت. وی در این مطالعه، به تجزیه و تحلیل اثرات ورود چین به عنوان یک شریک تجاری جدید در مقابل سایر شرکای تجاری می پردازد.

مطالعه حاضر، با الهام از این مطالعات و به طور ویژه با تعمیم الگوی مطالعه آساموا الا (۲۰۱۵) برای اقتصاد ایران، به تجزیه و تحلیل اثرات حضور جدی یا عدم حضور جدی چین به عنوان یک شریک تجاری و در حضور کشور های پیشرفته OECD، در کاهش اثرات نوسانات بین المللی پرداخته است. بر اساس مبانی نظری و ادبیات تجربی، تنوع سازی باید اثرات نوسانات بین المللی را کاهش دهد و روند خنثی سازی آنها را تسریع بخشد.

۲-۲. متنوع سازی شرکای تجاری و اثربخشی آن

تجارت خارجی، یکی از ارکان اصلی اقتصاد هر کشور است که می تواند از چندین جهت بر متغیرهای کلان اقتصاد تأثیر گذارد. در ادبیات اقتصادی، تنوع شرکای تجاری را عاملی برای مقابله با آسیب پذیری اقتصادها می دانند که به اعتقاد برخی اقتصاددانان، بزرگ ترین چالش عصر ما می باشد.[4] تنوع در طرف های تجاری می تواند انعطاف لازم را در اقتصاد یک کشور برای کاهش اثرات مخرب خارجی و جبران خسارت های وارده به یک بخش ایجاد نماید و به بیان دیگر، می تواند اقتصاد یک کشور را در برابر نوسانات و بحران های ناخواسته بین‌المللی مقاوم سازد.

1. Basov, F. (2017).
2. https://www.ft.com/content/cc0d9886-4912-4887-97aa-a9f4d3507bef
3. Assoumou Ella (2014).
4. Naude, Paulino, And McGillivary (2009).

تجارت خارجی از یک سو، زمینه های لازم برای استفاده بهینه از مزیت های نسبی کشورها در تولید و صادرات کالاها و از سوی دیگر، تأمین بدون وقفه و باصرفه منابع مورد نیاز از طریق واردات را ایجاد می کند و بدین ترتیب، ساختاری نسبتاً پایدار و قابل اطمینان در عرصه تولید و مصرف کشور ایجاد می شود.

بر این اساس، رشد تجارت بین‌المللی و نقش پذیری هر کشور در اقتصاد جهانی و منطقه ای، نه تنها یکی از مؤلفه های اصلی توسعه اقتصادی است بلکه به یکی از شاخص های اصلی قدرت و امنیت ملی نیز تبدیل شده است. در متون اقتصادی، علاوه بر موضوع مهم متنوع سازی شرکای تجاری[1] که متنوع سازی جغرافیایی را شامل می شود، به موضوع متنوع سازی صادرات[2] نیز توجه خاصی شده که بیانگر متنوع سازی کالایی است. اگرچه در سال‌های آتی، متنوع سازی صادرات برای اقتصادهای درحال توسعه نیز اهمیت ویژه ای خواهد داشت اما امروزه به‌دلیل ساختار تک محصولی و وابستگی به فروش مواد خام در اغلب این کشورها، در درجه دوم اهمیت قرار گرفته است.

توضیح لازم اینکه موضوع متنوع سازی شرکای تجاری (TDP) با مبحث متنوع سازی صادرات، تفاوت اساسی دارد. در بحث متنوع سازی صادرات، شاخص های مختلفی برای تعیین درجه تنوع پذیری و یا درجه تمرکزگرایی ارائه شده است که از جمله مهم ترین و پرکاربردترین شاخص ها، می توان به شاخص کلارک،[3] شاخص هرفیندال- هیرشمن،[4] شاخص هورواث[5] و شاخص آنتروپی تایل[6] اشاره کرد که در این میان، شاخص هیرشمن بیشتر مورد استفاده قرار می گیرد. طبق این شاخص:

$$DI_{it}^{H}=(\sum_i S_i^2)^{1/2} \qquad (۱-۲)$$

که در آن I نشان دهنده شاخص و S سهم صادرات کالای iام از کل صادرات است.

اما در موضوع متنوع سازی شرکای تجاری (TDP) موضوع اصلی، افزایش تعداد کشورهای طرف تجاری است. لازم به ذکر می باشد که مقدار (TDP) هر کشور در قالب شبکه بین المللی تجارت (ITN)[7] قابل اندازه گیری و مقایسه است اما هدف این مقاله، اندازه گیری یا مقایسه درجه متنوع سازی شرکای تجاری و جایگاه ایران در شبکه بین المللی تجارت نیست. محاسبه و مقایسه های مرتبط، در مطالعات دیگری از جمله لعلی و همکاران (۱۴۰۱)، انجام شده است که از تشکیل ماتریس مجاورت[8] $A = (aij)$ به دست می آید و هر درایه aij، نشان دهنده وجود یا عدم وجود رابطه بین

1. Trade Partner Diversification
2. Export Diversification
3. Clarck
4. Herfindahl- Hirschman
5. Horvath
6. Theil
7. International Trade Network
8. Adjacency Matrix

کشور i با کشور j می باشد که البته جهت رابطه نیز حائز اهمیت است. در صورت وجود رابطه بین i و j، مقدار آن ۱ و در غیر این صورت صفر خواهد بود.

برای بررسی جایگاه کشورها در شبکه، ابتدا ماتریس تجاری تشکیل می شود که ردیف ها نشان دهنده کشورهای صادرکننده و ستون ها شامل کشور های واردکننده است. اعداد این ماتریس ۰ و ۱ هستند و تنها وجود یا عدم وجود رابطه تجاری بین کشورها را بیان می کنند اما صرف وجود رابطه، بدون توجه به حجم تجارت کافی نیست و لذا از حاصل تقسیم حجم صادرات بر GDP، وزن هر درایه به دست می آید:

$$w_{ij}^t = X_{ij}^t/GDP_i^t \qquad (۲-۲)$$

که در آن، X_{ij}^t میزان صادرات کشور i به کشور j در زمان t و GDP_i^t تولید ناخالص داخلی کشور i در زمان t است.

۳-۲. پیشینه تحقیق

بالهادی و همکاران[1] (۲۰۱۵)، به بررسی چگونگی انتقال شوک های پولی بین‌المللی به کشورهای بازارهای نوظهور مانند تونس می پردازند. در این تحقیق، از مدل خود توضیح برداری عاملی تعمیم یافته (FAVAR) برای انتخاب عوامل تعیین کننده اصلی و پاسخ متغیرهای کلان اقتصادی تونس به شوک های بین‌المللی بهره گرفته شده و به طور خاص، هدف تحقیق، تحلیل تأثیر شوک های بین المللی است که پس از سال ۲۰۰۸ بر اقتصاد تونس وارد شده است. بدین منظور، مواردی مانند کاهش پیش‌بینی نشده فعالیت های اقتصادی جهانی، نوسانات شدید در نرخ بهره و قیمت کالاها با اتکا به پانل بزرگی از داده‌ها که تونس و ۱۰ کشور اروپایی و صنعتی را پوشش می‌دهد و قیمت ۲۱۱ قلم از کالاها و خدمات و شاخص های پولی بحران مالی بررسی گردید. نتایج نشان داد که اقتصاد تونس به شدت در معرض شوک های ناشی از فعالیت های اقتصادی خارجی و قیمت کالاها قرار دارد، در حالی که تأثیر کمتری از شوک های نرخ بهره خارجی و تورم جهانی می پذیرد.

مقاله ای با عنوان «متنوع سازی شرکای تجاری و مواجهه کشورهای آفریقایی با بحران های بین‌المللی؛ مطالعه موردی کنیا» توسط آساموا الا[2] (۲۰۱۵) ارائه گردید که هدف آن، تعیین نحوه تأثیرپذیری درآمد ملی کشور کنیا در مواجهه با سه نوع شوک قیمتی، پولی و درآمدی بین‌المللی عنوان شده است. در این تحقیق، یک مدل با سه گروه ازکشورها توسعه داده می شود. به‌طورکلی طی سالیان طولانی، کشورهای توسعه یافته، خریداران مواد خام صادر شده توسط کشورهای آفریقایی بوده اند و به همین دلیل، کشورهای آفریقایی همواره در معرض شوک کشورهای توسعه یافته قرار داشته اند، درحالی که در سال‌های اخیر، در پی افزایش مبادلات با چین، تنوع شرکای تجاری و مالی در آفریقا قابل مشاهده است. در این تحقیق، یک مدل نظری از نحوه تأثیرپذیری کشورهای در حال

1. Belhadi, Slama, and Lahiani (2015).
2. Assoumou Ella (2015).

توسعه (با ویژگی های اقتصادهای آفریقایی) نسبت به شوک های یک کشور توسعه یافته مورد استفاده قرار گرفته و بسط داده شده است. در این مدل، میزان تأثیر متنوع سازی شرکای تجاری (با افزایش پیوندهای تجاری با چین به‌عنوان یک اقتصاد نوظهور آسیایی) در مقایسه با حالت تمرکز مبادلات با کشورهای توسعه یافته با استفاده از یک مدل SVAR بررسی شده است. نتایج نشان می دهد که تنوع شرکا به کشور در حال توسعه، اجازه می دهد تا در برابر شوک های کشور توسعه یافته مقاومت بیشتری داشته باشند. این موضوع برای کشور کنیا با استفاده از ماتریس همبستگی و مدل SVAR مورد تأیید قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که درصورت برقراری پیوندهای تجاری با چین، کشور کنیا کمتر تحت تأثیر شوک های درآمد و تورم کشورهای عضو OECD قرار می گیرد.

سلمانی و فتاحی (۱۳۸۷)، با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه های توزیع شونده (ARDL)، نتیجه گرفتند که در بلند مدت، رشد اقتصادی شرکای تجاری ایران، تأثیر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی ایران داشته است. در این مطالعه که برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۳۸ صورت گرفته است، وجود رابطه همگرایی بین رشد اقتصادی شرکای تجاری، رشد اقتصادی و متغیرهای دیگر مدل مورد تأیید قرار گرفته است. همچنین طی دوره مورد بررسی، سرمایه گذاری، سرمایه انسانی و درجه باز بودن اقتصاد، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران داشته است. در گزارش این تحقیق، پیشنهاد می شود که به منظور بهره مندی از سرریز فنی و دانش فنی خارجی، سیاست تجارت خارجی کشور به گونه ای تنظیم شود که توسعه تجارت با شرکایی که دارای رشد اقتصادی سریع تر هستند، در دستور کار قرار گیرد.

حیدری و زارعی (۱۳۹۰)، با ترکیب پویایی کوتاه مدت تراز تجاری و تغییرات بلند مدت آن، منحنی J دوجانبه بین ایران و مهم ترین شرکای تجاری آسیایی را برای دوره ۱۳۷۰-۱۳۶۸ به صورت فصلی مورد آزمون قرار دادند. بدین منظور برای تخمین رابطه بلندمدت و کوتاه مدت تراز تجاری، از آزمون کرانه ها در هم جمعی و الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج نشان داد که تنها برای دو کشور چین و ژاپن در کوتاه مدت، شاخه نزولی منحنی جی تأیید می شود و در باقی موارد، واکنش تراز تجاری دوجانبه ایران به کاهش ارزش واقعی ریال، از الگوی مشخصی پیروی نمی کند. همچنین تأثیر تولید واقعی داخلی بر تراز تجاری برای تمام شرکای تجاری غیر از ترکیه، منفی است.

در مطالعه دیگری، طیبی و همکاران (۱۳۹۱)، به بررسی اثرات متقابل همگرایی درآمدی و گسترش جریان های تجاری برای ایران و عمده شرکای تجاری از جمله کشورهای OECD طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۶ پرداخته اند. همچنین اثر همگرایی درآمدی و جریان های تجاری روی رشد اقتصادی کشورهای مذکور مورد مطالعه قرار گرفته، و بدین منظور با استفاده از داد های پانل یک معادله رگرسیونی برای ارزیابی اثرات همگرایی درآمدی و گسترش جریان های تجاری دو طرفه بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب اختصاص داده شده است. نتایج نشان از اثر مثبت و معنی دار جریان های تجاری و همگرایی درآمدی بر یکدیگر دارد که بیانگر وجود یک رابطهٔ مکملی بین این

دو متغیر است. همچنین اثر مثبت جریان های تجاری، نیروی کار و سرمایه فیزیکی بر رشد اقتصادی تأیید شد، اما همگرایی درآمدی بر روی رشد اقتصادی چندان اثر بخش نیست.

کازرونی و اصغرپور (۱۳۹۵)، تحریم ها را بر مبنای معیارهای هافبائر[1] به سه گروه ضعیف، متوسط و قوی طبقه بندی و در قالب دو متغیر مجازی وارد مدل کرده و آن را در دو مرحله برآورد نمودند. ابتدا مدل تحقیق برای تمام کشورهای طرف تجاری با ایران برآورد شده که براساس آن، تحریم های اقتصادی قوی نه تنها در دوره اجرای تحریم بلکه در دوره بعد از آن نیز تجارت ایران با کل شرکای تجاری را کاهش داده است. سپس کشورهای مورد بررسی این تحقیق براساس روند سهم تجارت ایران با آنها به دو گروه تقسیم شده اند: گروه اول، کشورهایی که روند تجارت آنها با ایران نزولی است (شامل ۱۶ کشور که ۱۳ مورد از آنها عضو OECD هستند) و کشورهایی با روند تجارت صعودی با ایران (شامل ۱۲ کشور: امارات متحده عربی، چین، کره جنوبی، ترکیه، عراق، افغانستان، هند، پاکستان، سنگاپور، مالزی، مصر و هنگ کنگ که در بین آنها تنها ترکیه و کره جنوبی عضو OECD هستند). نتایج تحقیق نشان داد اجرای تحریم های اقتصادی قوی، موجب کاهش تجارت ایران با کشورهای گروه اول، هم در دوره اجرای تحریم و هم، دوره بعد از آن شده، اما تجارت با کشورهای گروه دوم، تنها در دوره اجرای تحریم کاهش یافته است.

لعلی و همکاران (۱۴۰۱)، با بررسی ۵۱ کشور آسیایی برای تعیین شاخص متنوع سازی شرکای تجاری و درجه بندی کشورهای مذکور، پیشنهاداتی برای انتخاب شرکای مناسب ارائه دادند. منظور از شریک تجاری مناسب، کشوری است که علاوه بر بهبود روابط تجاری مستقیم، امکان ارتباط با سایر کشورهای اصلی در شبکه تجاری را نیز فراهم کند تا سرریز منافع تجاری کشور ثالث نیز در دسترس قرار گرفته و اثر تکانه های اقتصادی را تعدیل کند[2]. بنابراین در شبکه های تجاری، کشورهای دارای رتبه مناسب از منظر شاخص های تنوع شرکای تجاری همچون درجه و پیوند، شدت روابط تجاری بالا، شاخص های مرکزیت و خوشه بندی، کشوری مناسب قلمداد می شوند. نتایج رتبه بندی عامل ترکیبی حاصل از آماره های منتج از شبکه تجارت، نشان داد که در سال ۲۰۱۸، کشورهایی که می توانند شرکای مناسب و بالقوه ای در تجارت خارجی ایران باشند، به ترتیب اهمیت، عبارت است از: چین، ژاپن، هند، کره جنوبی، تایلند، سنگاپور، تایوان، امارات متحده عربی، اندونزی، هنگ کنگ، ترکیه، مالزی، پاکستان، عربستان سعودی و فیلیپین.

از مجموع ۹۶/۶ میلیارد دلار صادرات ایران در سال ۲۰۱۸، ارزش صادرات به این کشورها ۶۰/۳ میلیارد دلار (۶۲/۵ درصد) بوده که ۵۱/۸ میلیارد دلار (۸۶ درصد) آن تنها به ۵ کشور چین، هند، ترکیه، امارات متحده و کره جنوبی است. در رتبه بندی عامل ترکیبی چین با شاخص (۱/۹۶۴۷) با اختلاف در رتبه اول و ژاپن (۱/۶۴۰۴) و هند (۱/۵۹۷۸) به ترتیب، در رتبه دوم و سوم قرار دارند.

1. Hufbauer *et al*. (2007).

۲. ساجدیان فرد (۱۳۹۹).

هدف از تدوین مقاله حاضر، بررسی اثرات متنوع سازی شرکای تجاری بر اثربخشی نوسانات بین المللی بر اقتصاد ایران بوده است. در این راستا، عدم حضور جدی چین و یا حضور جدی چین در کنار کشور های عضو سازمان OECD، (به عنوان یک حالت از متنوع سازی شرکای تجاری) در قالب یک الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) برای اقتصاد ایران، به لحاظ تجربی بررسی شده است. نظریه لوکوموتیو مبنای تئوریک چنین مقوله ای را تشکیل می دهد. در این راستا، مطالعه مارتین برونفربرنر[1] (۱۹۷۹)، با عنوان «نظریه لوکوموتیو در اقتصاد کلان بین الملل»، نقطه آغازی در تبیین و تشریح این نظریه و ارائه تجزیه و تحلیل های مرتبط با آن بود.

۳. معرفی مدل و متغیرهای تحقیق

زمانی که بررسی رفتار چند متغیر سری زمانی مدنظر است، باید به ارتباط متقابل بین این متغیرها در قالب یک الگوی معادلات همزمان توجه کرد. اگر معادلات این الگو شامل وقفه‌های متغیرها نیز باشد، اصطلاحاً آن را معادلات همزمان پویا[2] می‌نامند. در این الگو، برخی از متغیرها درونزا و برخی دیگر برونزا[3] و از پیش تعیین شده هستند. لازم است قبل از برآورد، علاوه بر تعیین درونزا و برونزا بودن متغیرهای الگو، شناسایی الگو[4] نیز مدنظر قرار گیرد. این تصمیمات معمولاً توسط محقق و به صورت اختیاری صورت می‌گیرد و شدیداً از سوی سیمز (۱۹۸۰)[5] مورد انتقاد قرار گرفته است.

در این راستا، سیمز الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) را معرفی می‌نماید، و به مرور زمان قیدهای مختلفی نظیر قید کوتاه مدت و قیدهای بلند مدت وارد مدل های (VAR) مرسوم شدند و در نتیجه مدل های SVAR به وجود آمدند. در الگوی VAR، قیدهای تئوریک وجود دارد اما در SVAR، مجموعه ای از اختلالات مستقل، از طریق اعمال محدودیت ها و قیدها بر اساس تئوری های اقتصادی صورت می گیرد. الگوی SVAR توسط بلانچارد و واتسون[6] (۱۹۸۶) و سیمز[7] (۱۹۸۶)، با درنظر گرفتن محدودیت های نظری بر روی اثرات همزمان تکانه ها توسعه داده شد. پس از آنها، بلانچارد-کوا[8] (۱۹۸۹) و کلاریدا و گالی[9] (۱۹۹۴)، محدودیت های نظری را نیز بر اثرات بلندمدت تکانه ها اعمال، و نهایتاً واکنش آنی را شناسایی کردند.

1. Bronfenbrenner (1979).
2. Dynamic Simultaneous Equation Model
3. Endogenous and Exogenous Variables
4. Model Identification
5. Sims (1980).
6. Blanchard and Watson (1986).
7. Sims (1986).
8. Blanchard and Koah (1989).
9. Clarida and Gali (1994).

۱-۳. مدل استفاده شده

طبق مطالعه ای که در سال ۲۰۱۵ توسط آساموآ الا برای اقتصاد کنیا انجام شده است، رابطه تجاری بین یک کشور جهان سوم با کشورهای صنعتی در حضور یک اقتصاد نوظهور ترسیم شده که در این تحقیق، همان مدل برای اقتصاد ایران مورد استفاده قرار می گیرد. فروض مدل به شرح زیر می باشد:

L1: جهان از سه کشور تشکیل شده است: مجموعه کشورهای توسعه یافته (A) شامل کشورهای عضو OECD، کشور در حال توسعه ایران (B) و یک کشور نوظهور اقتصادی مانند چین (C).

بر اساس نظریه لوکوموتیو، می توان استدلال کرد که تجارت و جریان نقدینگی مالی وجود دارد و به وابستگی متقابل بین این سه کشور منجر می شود. با این حال، در این تحقیق، حوزه مطالعه به وابستگی کشور در حال توسعه ایران به شوک های مجموعه کشورهای توسعه یافته با در نظر گرفتن حضور یا عدم حضور کشور چین (به عنوان نماد مجموعه اقتصادهای نوظهور) محدود شده است. ویژگی کشور ایران (B)، آن است که مواد خام را به کشورهای (A) و (C) صادر، و کالاهای نهایی (سرمایه ای) را نیز از دو کشور (A) و (C) وارد می کند.

L2: اقتصاد کشور (B) از دو بخش تشکیل شده است: بخش اول، متأثر از مبادلات خارجی و بخش دوم، وابسته به متغیرهای داخلی.

L3: تولید ناخالص داخلی کشور (B) به طور قابل توجهی توسط متغیرهای تجارت خارجی توضیح داده می شود؛ سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سایر جریان های مالی بخش خصوصی.

L4: شوک درآمدی و قیمتی مجموعه کشورهای (A)، شوک درآمدی و قیمتی و سرمایه گذاری خارجی کشور (C) بر متغیرهای خارجی در کشور (B) تأثیر می گذارد.

L5: مبادلات تجاری به واحد پول مجموعه کشورهای توسعه یافته که واحد پول بین‌المللی است (دلار)، انجام می شود.

با استفاده از L2 و L3، معادله جریان درآمد کشور (B) به شرح زیر می باشد:

$$Y_t = X_t^{\alpha_0} \times Z_t^{\beta_0} \qquad (۱)$$

در معادله فوق:

Y جریان درآمد، X بردار مقدار جریان های متغیر مستقل (خارجی) و Z بردار مقدار جریان های متغیر وابسته (داخلی) است؛

α_0 کشش Y نسبت به X و β_0 کشش Y نسبت به Z و t زمان و همچنین:

$\alpha_0 \in [+\infty, -\infty] and\ \beta_0 \in [+\infty, -\infty]$ می باشند.

در مورد تأثیر متغیرها بر بردار X در خصوص درآمد داخلی کشورهای در حال توسعه، نشان داده شده است که این رابطه می تواند مثبت یا منفی باشد. برای مثال در مورد واردات؛ در صورت واردات کالاهای سرمایه ای، تأثیر مثبتی بر درآمد داخلی و سرمایه گذاری داخلی وجود دارد و در مورد واردات کالاهای مصرفی، تأثیر آن منفی است.

سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سایر جریان های مالی بخش خصوصی، تأثیر مثبتی بر اقتصاد کشور (B) می گذارد. بر اساس L1، L4 و L5 می توان نوشت:

$$X_t = e_{1t} \times e_{3t} \times \dot{Y}_{1t}^{\varphi 0} \times \dot{p}_t^{\rho 0} \times \dot{r}_t^{\tau 0} \times p_{pt}^{\sigma 0} \times \dot{Y}_{2t}^{a} \qquad (۲)$$

که در آن، $\dot{Y}_1$ ارزش جریان درآمد از کشور (A)، $\dot{p}$ تورم (A)، $\dot{r}$ نرخ بهره بانک مرکزی کشور (A)، p_p شاخص قیمت جهانی مواد اولیه صادر شده که وزن هر کالایی که توسط کشور (B) صادر می شود را در نظر می گیرد. $\dot{Y}_2$ ارزش جریان درآمد در کشور (C)، φ^0 کشش X با توجه به $\dot{Y}_1$، ρ^0 کشش X با توجه به $\dot{p}$، τ_0 کشش X با توجه به $\dot{r}$، σ_0 کشش X با توجه به a و کشش X با توجه به $\dot{Y}_2$، X از حاصل ضرب 1 و $e3$، (نرخ ارز اسمی بین (B) و (A) ؛ (B) و (C) برای تبدیل به پول کشور (B)) است.

$\varphi 0$ جریان درآمد (A) و (C) بر متغیرهای خارجی (B) تأثیر مثبت دارد. $\rho 0$ تأثیر تورم در (A) بر برخی جریان های متغیر خارجی (B) می تواند مثبت و یا منفی باشد. تأثیر قیمت مواد اولیه بر جریان متغیر خارجی نیز می تواند مثبت یا منفی باشد؛ به عنوان مثال، کاهش این شاخص می تواند ارزش صادرات (B) را کاهش دهد. با فرض ارتباط اقتصادی (A) و (C) می توان ارزش جریان درآمد در (C) با بخشی که در معرض شوک های ارزش جریان درآمد و قیمت (A) قرار دارد و بخشی که وابسته به سایر متغیرهای (مصرف خانوار داخل ، سرمایه گذاری، تجارت منطقه ای) است را به شرح زیر بیان کرد:

$$\dot{Y}_{2t} = e_{2t} \times \dot{Y}_{1t}^{b} \times \dot{p}_t^{c} \times \dot{r}_t^{d} \times \dot{Z}_t^{f} \qquad (۳)$$

که در آن، e_2 نرخ ارز اسمی بین (C) و (A) برای تبدیل به واحد پول (C)، b کشش $\dot{Y}_2$ با توجه به $\dot{Y}_1$، c کشش $\dot{Y}_2$ با توجه به $\dot{p}$، d کشش $\dot{Y}_2$ با توجه به $\dot{r}$، $\dot{Z}$ بردار سایر عوامل تعیین کننده درآمد در (C) و f کشش $\dot{Y}_2$ با توجه به $\dot{Z}$ است که با جایگزینی رابطه ۲ در رابطه ۴ به دست می آید:

$$X_t = e_{1t} \times e_{2t}^{a} \times e_{3t} \times \dot{Y}_{1t}^{(\varphi 0 + a \times b)} \times \dot{p}_t^{(\rho 0 + a \times c)} \times \dot{r}_t^{(\tau 0 + a \times d)} \times p_{pt}^{\sigma 0} \times \dot{Z}_t^{f \times a} \qquad (۴)$$

مطابق رابطه ۴، درصورت انطباق و همزمانی چرخه های اقتصادی بین (A) و (C)، متغیرهای خارجی از (B) با در نظر گرفتن وابستگی اقتصادی به (A) با φ_0، ρ_0 و τ_0، بردار $\dot{Z}$ به وسیله $(f \times a)$، میزان وابستگی $\dot{Y}_2$ در ارتباط اقتصادی با (A) به وسیله $a \times b$ ، $a \times c$ و $a \times d$ و همچنین وابستگی به شاخص قیمت مواد اولیه توسط σ_0 اندازه گیری می شود.

با استفاده از رابطه ۱ و ۴ می توان سطح تأثیرپذیری ارزش جریان درآمد (B) که در معرض شوک های (A) و شاخص قیمت مواد اولیه از طریق صادرات، واردات، بدهی خارجی، سرمایه گذاری خارجی و سایر جریان های مالی خارجی قرار دارد (به شرط وجود رابطه اقتصادی (A) و(C)) را اندازه گیری کرد.

$$Y_t = e_{1t}^{a0} \times e_{2t}^{a\times a0} \times e_{3t}^{a0} \times \dot{Y}_{1t}^{(\varphi 1+\varphi 2)} \times \dot{p}_t^{(\rho 1+\rho 2)} \times \dot{r}_t^{(\tau 1+\tau 2)} \times p_{pt}^{\sigma 1} \times \dot{Z}_t^{a2} \times Z_t^{\beta}$$
$$With: \varphi 1 = \varphi_0 \times \alpha_0,\ \rho_1 = \rho_0 \times \alpha_0,\ \tau_1 = \tau_0 \times \alpha_0,\ \sigma_1 = \sigma_0 \times \alpha_0,\ \varphi_2 = a \times b \times \alpha_0,\ \rho_2 = a \times c \times \alpha_0,\ \tau_2 = a \times d \times \alpha_0,\ a_2 = f \times a \times \alpha_0 \quad (۵)$$

مطابق رابطه ۵، اگر بین چرخه های اقتصادی دو کشور (A) و (C) همزمانی و انطباق وجود داشته باشد، ارزش جریان درآمد (B) به طور مستقیم در معرض شوک (A) به میزان φ_1 و همچنین از طریق جریان درآمد (C) به اندازه φ_2 قرار می گیرد، شوک ناشی از تورم به طور مستقیم با ρ_1 و به طور غیر مستقیم با ρ_2، شوک های پولی به طور مستقیم با τ_0 و به طور غیر مستقیم با τ_2، سایر عوامل تعیین کننده جریان درآمد در (C) توسط $a2$ و شوک مربوط به مواد خام توسط $O1$ از طریق جریان های خارجی ذکر شده در بردار X وارد می شوند. درصورتی که انطباق بین (A) و (C) برقرار نباشد، با جایگزینی رابطه ۲ در ۱، رابطه ۵ تبدیل می شود به:

$$Y_t = e_{1t}^{a0} \times e_{3t}^{a0} \times \dot{Y}_{1t}^{\varphi 1} \times \dot{p}_t^{\rho 1} \times \dot{r}_t^{\tau 1} \times p_{pt}^{\sigma 1} \times \dot{Y}_{2t}^{a1} \times Z_t^{\beta}$$
$$\text{With } a_1 = a \times \alpha_0 \quad (۶)$$

در دوره بحران در (A) ، وابستگی جریان درآمد در (B) به جریان درآمد از (C) و بردار Z به (B) این امکان را می دهد تا در برابر بحران مقاومت کند. این نتیجه گیری به نفع داشتن تنوع شرکای تجاری درایران است و در نتیجه، کمتر در معرض شوک های بین‌المللی قرار خواهد گرفت.

همچنین می توان از رابطه ۵ و ۶ برای اندازه گیری تورم وارداتی از (A) به (B) استفاده کرد.

از آنجایی که:

$$e_{r1t} = e_{1t} \times (\mathring{p}_t / p_t) \quad (۷)$$

که در آن، e_{r1} نرخ واقعی ارز و p تورم در کشور (B) است.

$$e_{1t} = e_{r1t} \times (p_t / \mathring{p}_t) \quad (۸)$$

با جایگزینی e_{r1t} با مقدار آن در ۵ و ۶ و اعمال لگاریتم می توان نوشت:

$$log(e_{r1t}) = \frac{1}{a_0} log\, Y_t - \frac{\varphi_1+\varphi_2}{a_0} log(\dot{Y}_{1t}) + \frac{[a_0-(\rho_1+\rho_2)]}{a_0} log(\dot{p}_t) - \frac{(\tau_1+\tau_2)}{a0} log(\dot{r}_t) - \frac{a_1}{a_0} log(p_{pt}) - \frac{a_2}{a_0} \dot{Z}_T - \frac{\beta}{a_0} log(Z_t) - log(p_t) - a\, log(e_{2t}) - log(e3t) \quad (۹)$$

در صورتی که چرخه های اقتصادی بین (A) و (C) همزمان شود، افزایش $\dot{Y}_{1t}$ باعث می گردد e_{1rt} به طور مستقیم با φ_1 و از طریق وابستگی بین درآمد (A) و (C) به طور غیر مستقیم با φ_2 تأثیر داشته باشد و بالعکس برای کاهش در $\dot{Y}_{1t}$ تأثیر جهانی بدین صورت می باشد: $\frac{\varphi_1+\varphi_2}{a_0}$

افزایش در $\dot{pt}$ دو تأثیر بر e_{1rt} دارد: یک اثر مثبت که مطابق با فرمول نرخ واقعی ارز بوده و یک تأثیر منفی که نشان دهنده تورم وارداتی اندازه گیری شده به وسیله $\rho_1 + \rho_2$ است که در آن ρ_1 اثر مستقیم و ρ_2 اثر غیرمستقیم را نشان می دهد و بالعکس برای کاهش $\dot{pt}$ تأثیر جهانی برابر است با: $\frac{[a_0-(\rho_1+\rho_2)]}{a_0}$.

کاهش در $\dot{r}$ تأثیر مثبتی بر تقاضا و سرمایه گذاری در (A) و در نتیجه بر $\dot{Y}_1$ دارد. همچنین تقاضای مواد اولیه یا همان صادرات (B) افزایش می یابد. بنگاه های (A) و (C) قیمت تمام شده محصولات را در پاسخ به مازاد تقاضا در (A) و (B) افزایش می دهند (در پی افزایش صادرات در (B) میزان تقاضا در آن کشور نیز افزایش می یابد) و در نتیجه، به افزایش قیمت مواد اولیه منجر می گردد و این فرایند، به تورم وارداتی در (B) از طریق کانال واردات می انجامد (به L1 مراجعه شود). در صورتی که چرخه های اقتصادی (A) و(C) همزمان نشوند، رابطه ۹ به شرح زیر تغییر می کند:

$$log(e_{r1t}) = \frac{1}{a_0} log\, Y_t - \frac{\varphi_1}{a_0} log(\dot{Y}_{1t}) + \frac{(a_0-\rho_2)}{a_0} log(\dot{p}_t) - \frac{\tau_1}{a0} log(\dot{r}_t) - \frac{\sigma_1}{a_0} log(p_{pt}) - \frac{a_1}{a_0}(\dot{Y}_{2t}) - \frac{\beta}{a_0} log(Z_t) - log(p_t) - log(e_{3t}) \qquad (۱۰)$$

منظور از طرح معادلات فوق، تبیین اثر گذاری و تأثیر پذیری متغیر های کلان شرکای تجاری از یکدیگر می باشد. به عبارت دقیق تر، معادلات فوق بر مبنای نظریه لوکوموتیو، امکان تجزیه و تحلیل های مرتبط را فراهم می آورد و کانال های اثرگذاری و تأثیر پذیری متغیر های شرکای تجاری را تبیین می کند.

به منظور پیاده سازی چنین چهارچوبی، یک الگوی اقتصاد سنجی متناسب با اهداف پژوهش تصریح می شود. برای این منظور در مطالعه حاضر، بر پایه ادبیات تئوریک و تجربی این حوزه، یک الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) طراحی و تصریح شده است. چرایی استفاده از این الگو، به این بر می گردد که چنین الگویی اولاً، بر پایه ساختار تئوریک طراحی می گردد؛ ثانیاً، چهارچوب الگو این امکان را فراهم آورده که یک متغیر در ضمن درونزایی از متغیر های درونزای دیگر اثرپذیر باشد؛ اما بر آنها اثر گذار نباشد. مورد دوم در مورد اقتصاد ایران، از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است؛ چرا که متغیر های کلان اقتصاد ایران به دلایل متعدد (مانند ساختار ضعیف اقتصاد ایران، مسأله تحریم ها، تعرفه های گمرکی)، اثر گذاری قابل توجهی بر متغیر های کلان شرکای تجاری که در الگو وارد شده ، ندارند. از این رو، در الگوی تصریح شده با قیودی که در ساختار الگو وارد شده، این مقوله مد نظر قرار گرفته است.

۲-۳. متغیرهای تحقیق

در الگوی SVAR مورد نظر، با توجه به ساختار کشور های ذکرشده و امکان اثر گذاری و تأثیر پذیری این متغیر ها، چیدمان ماتریس متغیر های درونزا به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$Y'_t = [GDP_{OECD}, INF_{OECD}, GDP_{CHINA}, INF_{CHINA}, GDP_{IRAN}, INF_{IRAN}, INV_{IRAN}, X_{IRAN}, IM_{IRAN}] \quad (۱۱)$$

که در آن، (GDP_{OECD}) تولید ناخالص داخلی OECD، (INF_{OECD}) تورم کشورهای OECD، (GDP_{CHINA}) تولید ناخالص داخلی چین، (INF_{CHINA}) تورم چین، (GDP_{IRAN}) تولید ناخالص داخلی ایران، (INF_{IRAN}) تورم در ایران، (INV_{IRAN}) سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران، (X_{IRAN}) صادرات ایران و (IM_{IRAN}) واردات ایران هستند.

بردار متغیر های برونزا شامل وقفه های متغیر های فوق بوده و تعداد آنها با توجه به معیار های تعیین وقفه بهینه تعیین می گردد. لازم به ذکر است که تصریح صحیح الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، نیازمند پالایش داده های آماری و مشاهدات مربوط به متغیر های وارد شده در الگو است. برای این منظور، ابتدا از متغیر های الگو لگاریتم گرفته و در نهایت، تفاضل مرتبه اول این متغیر ها وارد الگو شده است (در مورد متغیر تورم، تورم کشور ها به صورت تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده این کشور ها می باشد). علت این اقدام آن است که در تحقیق حاضر، اثرات رشد متغیر های کشور های پیشرفته و نوظهور بر متغیر های اقتصاد ایران مدنظر بوده است. از این رو، به سراغ تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیر ها رفته تا ویژگی رشد متغیر ها و نوسانات ناشی از این رشد را بهتر نمایش دهد.

علاوه بر این، متغیر های اقتصاد کلان در شکل سطح، عموماً دارای ریشه واحد بوده و چنین ویژگی، به کارگیری صحیح الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) را با مشکل روبرو می سازد.

همان گونه که اشاره شد، ترتیب متغیرها در مدل SVAR حائز اهمیت است. لذا بر اساس نظریات اقتصادی و مطالعات صورت گرفته جهت اثرگذاری معمولاً از سمت کشورهای صنعتی به سوی اقتصادهای نوظهور و کشورهای درحال توسعه است، به‌طوری که در مقالات متعدد و یافته های تحقیقات اقتصادی بیان می شود، سرریز رشد اقتصادی کشورهای صنعتی (بویژه آمریکا) به سایر کشورها سرازیر می گردد و در سوی دیگر نیز بحران های اقتصادی بین المللی از اقتصادهای بزرگ آغاز شده و ابتدا به شرکای عمده و سپس به سایر کشورها سرایت می کند. در مواردی که امکان تشخیص علیت از طریق تئوری های اقتصادی میسر نباشد، می توان از آزمون علیت گرنجر[1] استفاده نمود.

1. Granger causality

باتوجه به موارد فوق و تأکید بر این موضوع که هدف این تحقیق، بررسی اثرات نوسانات متغیرهای اقتصادی خارجی بر متغیرهای مشخص شده در اقتصاد ایران است (و نه بالعکس)، لازم است تا ابتدا متغیرهای OECD (به‌عنوان کشورهای اصلی صادرکننده در جهان) و سپس متغیرهای چین (به‌عنوان نماینده اقتصادهای نوظهور و نمادی از متنوع سازی شرکای تجاری) و در نهایت، متغیرهای مربوط به ایران، در مدل وارد گردد. یادآوری می شود که به‌دلیل ماهیت موضوع، ترتیب متغیرهای ایران اهمیت چندانی ندارد و هدف از تحقیق، بررسی تأثیر متغیرهای خارجی بر متغیرهای داخلی است و بر این اساس، با آزمون مدل های مختلف ترتیبی انتخاب شده است که نتایج آن، تطابق بیشتری با تئوری های اقتصادی داشته باشد.

۴. نتایج تجربی

ابتدا از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته ۱برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می گردد و از مدل خود رگرسیون برداری۲ جهت تخمین اولیه، استفاده و در ادامه آزمون تعیین وقفه بهینه۳، آزمون نسبت راست نمایی والد۴، آزمون ضریب لاگرانژ۵، آزمون بررسی ریشه مشخصات چند جمله ای۶ و در نهایت، آزمون خود رگرسیون برداری ساختاری۷ و آزمون بررسی شوک های وارده۸ صورت می گیرد.

ساختار کلی الگوی این پژوهش به صورت زیر تصریح شده است:

$$AY_t = B(L)Y_{t-I} + U_t \qquad (۱۲)$$

که در آن:

Y_t: بردار متغیر های درونزای سیستم؛

Y_{t-i}: بردار متغیر های برونزای سیستم شامل وقفه های مربوط به متغیر های درونزای سیستم می باشند؛

A و B ماتریس ضرایب الگو؛ (L) عملگر وقفه و U_t جملات پسماند الگو است. در نهایت، شکل تخمینی الگو به صورت رابطه (۴-۲) تبدیل شده است:

$$Y_t = A^{(-1)}B(L)Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad that: \varepsilon_t = A^{(-1)}U_t \qquad (۱۳)$$

1. Augmented Dickey- Fuller unit root test (ADF)
2. Vector Auto Regressive Model
3. Information Criterian
4. Wald Test
5. Lagrange Multiplier
6. Roots of Characteristic Polynomial
7. Structural Vector Autoregressive
8. Impulse Response Test

چیدمان متغیر های درونزا در چنین الگویی، از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است؛ چراکه با توجه به محدودیت های تحمیل شده بر سیستم، متغیری که اولین سطر از بردار Y_t را تشکیل می دهد، بر تمامی متغیر های درونزای دیگر اثر گذار بوده و هیچیک از متغیر های درونزای دیگر بر این متغیر اثر گذار نخواهند بود و تنها از وقفه های برونزا اثر می پذیرد. ماتریس $A^{(-1)}$ حاوی اطلاعات مربوط به اثر شوک های آنی بر متغیر های درونزا می باشد. این ماتریس با توجه به مفروضات مدل و محدودیت های تحمیل شده، به صورت یک ماتریس پایین مثلثی تبیین شده است. این ماتریس حاوی دو محدودیت است:

محدودیت اول، به صورتی اعمال شده که برای یک متغیر خاص در یک ردیف از ماتریس، تنها اثرات شوک های آنی متغیر های ردیف بالاتر بر آن متغیر خاص نمایش داده می شود. چرایی اعمال چنین محدودیتی، به ساختار و مفروضات الگو بر می گردد، که در یک سمت، متغیر های کلان کشور های پیشرفته و کشور نوظهور چین قرار داشته و در سمت دیگر، متغیر های کلان اقتصاد در حال توسعه ایران قرار دارد. می توان اظهار داشت که متغیر های کلان اقتصاد ایران به دلایل متعدد (ساختار ضعیف اقتصاد ایران، مسأله تحریم ها، تعرفه های گمرکی)، اثر گذاری قابل توجهی بر متغیر های کلان شرکای تجاری وارد شده در الگو، ندارند. از این رو، اعمال چنین محدودیتی، این امکان را فراهم آورده که متغیر های کشور های پیشرفته و کشور نوظهور چین بر متغیر های اقتصاد ایران اثر گذار بوده و در عین حال، متغیر های اقتصاد ایران بر این متغیر ها اثر گذار نباشند.

محدودیت دوم این ماتریس، آن است که چنین ماتریسی تنها حاوی اثرات آنی و کوتاه مدت (به دلیل وقفه دار بودن ساختار الگو) مدل می باشد که البته با محاسبه توابع عکس العمل نسبت به یک یا چند انحراف معیار تکانه در متغیر های اساسی مدل، می توان بر چنین محدودیتی غلبه نمود. و در نهایت ماتریس B حاوی ضرایبی است که اثر وقفه های متغیر های برونزا را بر متغیر های درونزا نمایندگی می کند. این ماتریس نیز به صورت یک ماتریس قطری تبیین شده است، از این رو عناصر روی قطر اصلی آن، معرف اثر وقفه های یک متغیر بر خود متغیر می باشند.

۴-۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[1]

گام اول در برازش الگو هایی که در آن از داده های سری زمانی استفاده می شود، بررسی ماهیت سری های زمانی از حیث وجود یا عدم وجود ریشه واحد است. فرضیه صفر این آزمون، بیانگر وجود یک ریشه واحد در متغیر مورد بررسی است. بر اساس مقایسه آماره t محاسباتی آزمون و مقادیر بحرانی متناظر و یا ارزش احتمال این آماره، می توان نسبت به رد یا پذیرش فرضیه صفر این آزمون تصمیم گیری نمود. نکتهٔ مهم در این مورد، آن است که برای تعیین مقادیر بحرانی، نمی توان از جدول توزیع t استفاده نمود؛ زیرا این مقادیر بر اساس فرض مانایی محاسبه شده اند. در این آزمون

1. Augmented Dicky Fuller Test (ADF)

تحت فرضیه صفر، متغیر مورد آزمون نامانا است و لذا این توزیع به توزیع t و به صورت حدی به توزیع نرمال گرایش ندارد. از این رو برای آزمون فرضیه، از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط مک کینون[1] (۱۹۹۶) استفاده شده است.

بر اساس مقادیر محاسبه شده آماره t دیکی- فولر و همچنین از آنجایی که ارزش احتمال این آماره از سطح خطای ۵ درصد پایین تر بوده، فرضیه صفر آزمون در مورد تمامی متغیر های الگو رد، و تمامی متغیر های الگو در شکل وارد شده در الگو، فاقد ریشه واحد و مانا می باشند. با حصول اطمینان از مانایی متغیر ها، می توان بدون نگرانی از بروز پدیده رگرسیون کاذب، پارامتر های مدل را تخمین زد.

۴-۲. نتایج آزمون معیار اطلاعاتی مبتنی بر تابع راست نمایی

جهت تعیین تعداد وقفه بهینه در مدل، می توان از معیارهای اطلاعاتی همچون شوارتز[2]، آکائیک[3] و حنان کوئین[4] استفاده کرد. بدیهی است انتخاب نامناسب وقفه در الگو، به ایجاد پدیده خودهمبستگی در جملات باقی‌مانده منجر می‌شود. با توجه به نتایج به دست آمده، وقفه بهینه طبق معیارهای فوق ۲ است.

۴-۳. نتایج تخمین الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری

ابتدا لازم است تا سه نکته بسیار مهم در خصوص جدول SVAR توضیح داده شود:

نکته اول: در چهارچوب مدل SVAR، اولین متغیری که وارد سیستم می شود، برونزاترین متغیر است که بر تمام متغیرهای دیگر تأثیر دارد ولی از هیچیک از متغیرها (غیر از خود) تأثیر نمی پذیرد. براین اساس، آخرین متغیری هم که وارد سیستم می شود، از تمام متغیرها تأثیر می پذیرد و هیچ اثری بر سایر متغیرها ندارد.

نکته دوم: ترتیب متغیرها در ماتریس A^{-1} در حالت عادی به صورت سطری است و اثر متغیرها باید به صورت ستونی تفسیر شوند.

نکته سوم: باید توجه داشت که برآورد ضرایب در الگوی VAR و SVAR معمولاً مشکل است بویژه زمانی که ضرایب به دست آمده با وقفه یک متغیر دچار تغییر علامت می شوند. از سوی دیگر، این مدل ها معمولاً دارای تورش درونزایی نیز هستند. بر این اساس، به جای تفسیر ضرایب از توابع واکنش آنی استفاده می شود تا به کمک آنها، بتوان رفتار یک متغیر در طول زمان را بررسی نمود (نوفرستی، ۱۳۷۸).

1. MacKinnon (1996)
2. Schwarz Information Criterion
3. Akaike information Criterion
4. Hannan-Quin Criterion

جدول ۱-۴: ماتریس A

	Gdpoecd	Infoecd	Gdpiran	Infiran	Inviran	Xiran	Imiran
Gdpoecd	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
Infoecd	C(1)	۱	۰	۰	۰	۰	۰
Gdpiran	C(2)	C(7)	۱	۰	۰	۰	۰
Infiran	C(3)	C(8)	C(12)	۱	۰	۰	۰
Inviran	C(4)	C(9)	C(13)	C(16)	۱	۰	۰
Xiran	C(5)	C(10)	C(14)	C(17)	C(19)	۱	۰
Imiran	C(6)	C(11)	C(15)	C(18)	C(20)	C(21)	۱

جدول ۲-۴: ماتریس B

	Gdpoecd	Infoecd	Gdpiran	Infiran	Inviran	Xiran	Imiran
Gdpoecd	C(22)	0	0	0	0	0	0
Infoecd	0	C(23)	0	0	0	0	0
Gdpiran	0	0	C(24)	0	0	0	0
Infiran	0	0	0	C(25)	0	0	0
Inviran	0	0	0	0	C(26)	0	0
Xiran	0	0	0	0	0	C(27)	0
Imiran	0	0	0	0	0	0	C(28)

همان طور که ذکر شد، در ماتریس A هر یک از ضرایب، نشان دهنده تأثیر متغیر مربوط به آن ستون بر متغیر سطر مربوطه می باشد. از آنجایی که هدف از انجام این تحقیق، بررسی میزان تأثیر تغییر در متغیرهای بین‌المللی بر اقتصاد ایران بوده، بر ضرایب مرتبط با ایران تمرکز شده است. به‌عنوان مثال، براساس جدول (۴-۳) در ستون اول، C(5) میزان تأثیر GDP کشورهای OECD را بر GDP ایران (در غیاب چین)، نشان می دهد که برابر با ۰/۷۸ درصد است و مفهوم آن، این است که درصورت افزایش یک درصدی GDP در OECD، تولید ناخالص داخلی در ایران ۰/۷۸ درصد افزایش می یابد و یا C(7) تأثیر تورم OECD بر GDP ایران را نشان می دهد که مقدار آن، برابر با (۰/۳۴-) است. به عبارت دیگر، در صورتی که تورم OECD یک در صد افزایش یابد، تولید ناخالص داخلی ایران به اندازه ۰/۳۴ درصد کاهش خواهد یافت. البته همان طور که اشاره شد، بهره گیری از توابع واکنش به جای تفسیر ضرایب در این مدل مناسب تر می باشد. در ادامه، مدل های ذکر شده برای دو مقطع مورد نظر ارائه شده است:

با توجه به کمرنگ بودن حضور چین در تجارت خارجی ایران در سال‌های قبل از ۲۰۰۴، می توان ارقام مربوط به تجارت با آن کشور را در جدول وارد نموده یا صفر در نظر گرفت که برای نشان دادن تأثیر حضور یا عدم حضور شریک مهمی مانند چین در این مدل، ابتدا حالت عدم حضور چین مورد بررسی قرار می گیرد. با حذف ارقام مربوط به تجارت خارجی ایران و چین برای سال‌های قبل از ۲۰۰۴، نتایج تخمین و ضرایب در جدول (۳-۴) آورده شده است.

جداول (۳-۴) و (۴-۴) برای دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ برآورد گردید که چین حضور جدی در تجارت خارجی ایران نداشت.

جدول ۳-۴: نتایج تخمین و ضرایب مدل خود رگرسیون برداری ساختاری از ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ (با حذف ارقام مربوط به چین)

	Gdpoecd	Infoecd	Gdpiran	Infiran	Inviran	Xiran	Imiran
Gdpoecd	1.000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Infoecd	0.9472	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Gdpiran	0.7800	-0.3443	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Infiran	-1.0843	-0.4648	0.3529	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Inviran	-0.0193	0.0282	-0.0201	-0.0050	1.0000	0.0000	0.0000
Xiran	0.8674	-0.2693	-2.2902	-0.2500	4.8483	1.0000	0.0000
Imiran	-0.0325	-0.0067	0.0494	-0.0270	0.0791	-0.0344	1.0000

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۴-۴: ضرایب ماتریس B از ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ (با حذف ارقام مربوط به چین)

	Gdpoecd	Infoecd	Gdpiran	Infiran	Inviran	Xiran	Imiran
Gdpoecd	0.9715	0	0	0	0	0	0
Infoecd	0	4.3856	0	0	0	0	0
Gdpiran	0	0	2.9535	0	0	0	0
Infiran	0	0	0	7.7882	0	0	0
Inviran	0	0	0	0	0.4217	0	0
Xiran	0	0	0	0	0	18.6749	0
Imiran	0	0	0	0	0	0	0.3456

مأخذ: یافته های پژوهش

بعد از سال ۲۰۰۴، چین به یکی از شرکای اصلی تجارت خارجی ایران تبدیل شد. جدول (۵-۴) نتایج تخمین و ضرایب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ را نشان می دهد:

جدول ۵-۴: نتایج تخمین و ضرایب مدل خود رگرسیون برداری ساختاری از ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸

	Gdpoecd	Infoecd	Gdpchina	Infchina	Gdpiran	Infiran	Inviran	Xiran	Imiran
Gdpoecd	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Infoecd	-1.357	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Gdpchina	0.0456	-0.0302	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Infchina	-0.1305	-0.1951	-0.2570	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Gdpiran	0.7455	-0.0677	-0.1381	0.3727	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Infiran	-0.2167	-0.2708	0.2057	-0.0831	0.5463	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Inviran	-0.0135	0.0036	0.0005	0.0360	-0.0128	-0.0014	1.0000	0.0000	0.0000
Xiran	0.3953	0.4278	1.0201	-1.4923	-1.8913	-0.1785	4.9545	1.0000	0.0000
Imiran	-0.1162	-0.0152	0.0275	0.0848	0.0225	0.0307	-0.0051	-0.0433	1.0000

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۶-۴: ضرایب ماتریس B از ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸

	Gdpoecd	Infoecd	Gdpchina	Infchina	Gdpiran	Infiran	Inviran	Xiran	Imiran
Gdpoecd	1.2104	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Infoecd	0.00000	5.5450	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Gdpchina	0.00000	0.00000	2.2673	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Infchina	0.00000	0.00000	0.00000	2.4874	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Gdpiran	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	3.8409	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
Infiran	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	6.7536	0.00000	0.00000	0.00000
Inviran	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.3778	0.00000	0.00000
Xiran	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	16.4043	0.00000
Imiran	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.2377

مأخذ: یافته های پژوهش

در جدول (۵-۴) نیز می توان تأثیر متغیرهای بین‌المللی بر اقتصاد ایران را مشاهده کرد. به‌عنوان مثال، C(4) نشان دهنده تأثیر تغییر در تولید ناخالص داخلی OECD بر GDP ایران بوده، که مقدار آن در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ برابر با ۰/۷۸ درصد است به مفهوم آنکه در صورت افزایش (کاهش) یک درصدی GDP در کشورهای OECD تولید ناخالص داخلی در ایران به اندازه ۰/۷۸ درصد افزایش (کاهش) خواهد یافت که این رقم در مقایسه با رقم ۰/۷۴ درصدی طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ در جدول (۳-۴) بیانگر کاهش اثرگذاری تغییر در GDP کشورهای OECD بر GDP ایران است. به عبارت دیگر، در شرایطی که چین به‌عنوان یکی از شرکای اصلی ایران وارد شده، تأثیر نوسان GDP کشورهای OECD بر GDP ایران کمتر شده است؛ یعنی با بروز شوک تولید ناخالص داخلی در کشورهای OECD به‌دلیل کاهش وابستگی ایران به تجارت با کشورهای مذکور و قرارگرفتن چین در فهرست شرکای تجاری ایران، از وارد شدن اثر نوسانات بر اقتصاد ایران تا حدودی جلوگیری می شود.

۴-۴. توابع واکنش ضربه ای

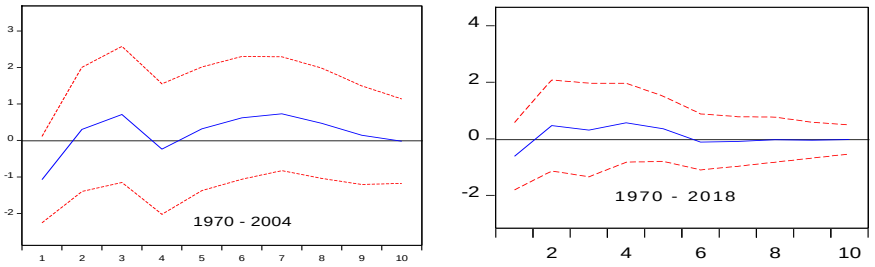
همان طور که ذکر شد، دو دوره مختلف مورد بررسی قرار گرفت. در دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴، چین حضور بسیار کمرنگی در تجارت خارجی ایران دارد و لذا می توان دوره مذکور را بدون حضور چین در نظر گرفت تا با مقایسه آن با دوره حضور چین، مقایسه ای در خصوص متنوع سازی شرکا انجام داد. دوره دوم، شامل کل بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ است که دوره اول را نیز در برمی گیرد.

در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، رشد تولید ناخالص کشورهای عضو OECD، دارای رابطه منفی با تورم کشورهای عضو OECD، به میزان ۱/۳۵ درصد، رابطه مثبت با تولید ناخالص داخلی چین به میزان ۰/۰۴۵۶ درصد، رابطه منفی با تورم چین به میزان ۰/۱۳ درصد و رابطه مثبت با تولید ناخالص داخلی ایران به میزان ۰/۷۴ درصد می باشد. همچنین دارای رابطه معکوس با تورم ایران به میزان ۰/۲۱۶۷ درصد، رابطه معکوس با سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران به میزان ۰/۰۱۳۵، رابطه مستقیم با صادرات ایران به میزان ۰/۳۹۵۳ درصد و رابطه منفی با واردات ایران به میزان ۰/۱۱۶۲ درصد است.

توابع واکنش مربوطه به شرح زیر است (نمودار سمت چپ مربوط به دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ می باشد که چین سهمی در میان شرکای تجاری ایران ندارد و نمودار سمت راست دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ را نشان می دهد). توابع واکنش با ۲ انحراف معیار مثبت و منفی محاسبه شده و نشانگر درصد تغییر در متغیرهای ایران، بر اثر یک درصد تغییر در متغیر خارجی است.

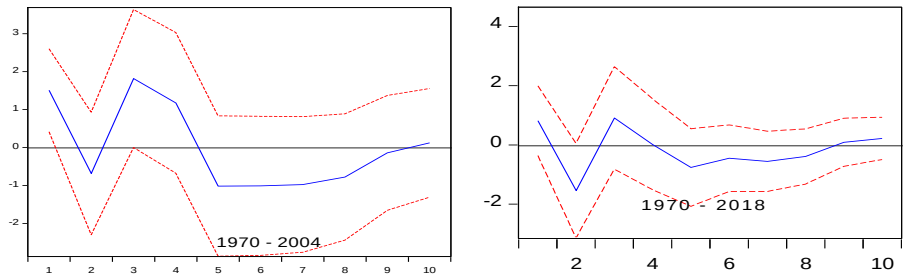
طبق نمودار (۱-۴) طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ یک شوک به اندازه دو انحراف معیار در رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای OECD در ابتدا باعث کاهش اندک رشد تولید ایران شده و پس از گذشت یک سال، به افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی در ایران منجر می شود و این افزایش، تا ۳ دوره زمانی ادامه پیدا می کند، در سال چهارم دچار یک نوسان موقت شده و در نهایت، پس از گذشت ۹ دوره زمانی، اثر این شوک به سمت صفر میل می کند. این در حالی است با ورود اثر چین در الگو (کل دوره زمانی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸)، اثر یک شوک در رشد Gdp کشورهای OECD بر رشد Gdp ایران به وضوح ملایم تر شده، و روند نوسانی آن به صورت قابل توجهی از بین رفته است. در این حالت، اثر چنین شوکی پس از ۶ سال به سمت صفر میل نموده و از بین می رود. این موضوع با تئوری های اقتصادی و انتظارات اولیه تحقیق سازگار است.

با متنوع تر شدن شرکای تجاری، تأمین مواد اولیه وارداتی و روند صادرات کشور در شرایط بحران اقتصادی یا تحریم های خارجی، دچار نوسان کمتری می شود و همان گونه که گفته شد، به‌دلیل عدم انطباق چرخه های اقتصادی چین با کشورهای بزرگ صنعتی، این فرایند برای شرکای تجاری چین، می تواند قابل بهره برداری باشد.



نمودار ۱-۴: توابع واکنش Gdpiran به Gdpoecd

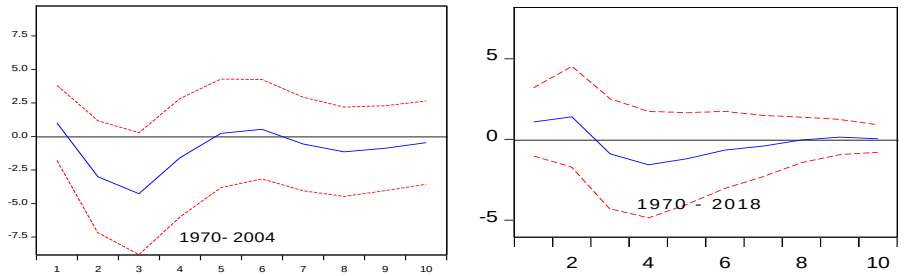
بر اساس نمودار (۲-۴) طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ یک شوک به اندازه دو انحراف معیار در رشد تورم کشورهای OECD پس از یک دوره وقفه، به ایجاد نوسان در رشد تولید ناخالص داخلی ایران منجر می شود که تا ۹ دوره ادامه داشته و سپس به مرور از بین می رود. چنین شوکی در ابتدا اثر مثبت با شیب کاهشی بر رشد تولید ناخالص داخلی ایران داشته، اما بعد از یک سال، اثر آن منفی شده و پس از سال دوم، دوباره مثبت و پس از سال چهارم، منفی است و این نوسان تا ۹ سال ادامه دارد، در حالی که با ورود اثر چین در الگو (دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸)، اثر این شوک به وضوح ملایم تر شده است. روند اثر گذاری افزایشی و کاهشی آن، هم از بعد اندازه و هم از بعد زمان، کاهش یافته و پس از گذشت ۸ دوره زمانی تقریباً از بین می رود. در واقع، طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ که کشورهای بزرگ صنعتی طرف اصلی تجارت ایران بودند، وقوع تورم در آن کشورها به‌دلیل فقدان بازار رقیب برای واردات اکثر محصولات، بویژه کالاهای واسطه ای نظیر ماشین آلات و مواد اولیه صنایع، باعث نوسانات شدیدی در تولید ناخالص داخلی ایران می شد اما با ورود چین طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۸ و امکان واردات محصولات مشابه از این کشور، از شدت تأثیر تورم OECD بر تولید و درآمد ایران کاسته شده است.



نمودار ۲-۴: توابع واکنش Gdpiran به Infoecd

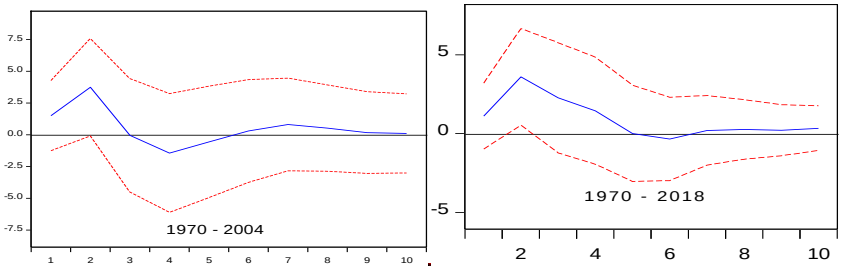
همان طور که در نمودار (۴-۳) مشاهده می شود، یک شوک به اندازه ۲ انحراف معیار در GDP کشورهای OECD پس از یک دوره زمانی باعث کاهش نسبتاً شدید تورم در ایران شده و پس از ۳ دوره، افزایش تورم در ایران را در پی داشته و با نوسانان های ملایم تا ۹ سال، اثر آن از بین می رود. در حالی که برای دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، ابتدا افزایش محدود و پس از سال دوم، کاهش تورم

را شاهد هستیم با این تفاوت که میزان تأثیر نسبت به دوره قبلی کمتر است و پس از ۷ سال، اثر آن از بین می رود. طبق نظریه های اقتصادی و شواهد تجربی، با افزایش درآمد کشورهای OECD میزان تقاضای آنها برای صادرات ایران (از جمله صادرات نفت)، افزایش می یابد و این افزایش تقاضا موجب افزایش قیمت ها در ایران می شود. با ورود چین در الگو، بخشی از صادرات ایران به این کشور اختصاص می یابد و بخشی از واردات OECD نیز از طریق چین تأمین می شود که در نتیجه، سهم OECD از بازار صادراتی ایران کاهش می یابد که به‌دلیل عدم انطباق نوسانات چین با کشورهای صنعتی، همین امر موجب افزایش کمتر در تورم ایران می شود.



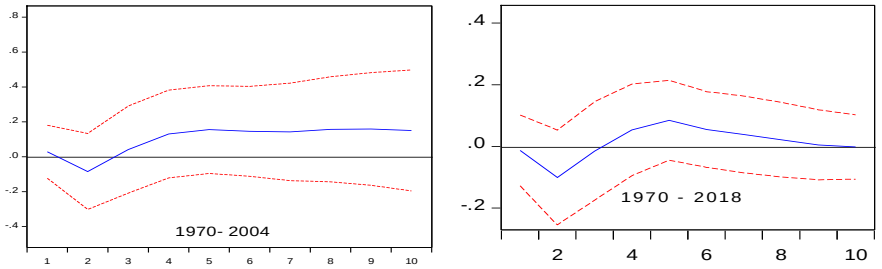
نمودار ۳-۴: توابع واکنش Infiran به Gdpoecd

براساس نمودار (۴-۴)، طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴، بروز یک شوک در تورم OECD به اندازه ۲ انحراف معیار، ابتدا موجب افزایش تورم در ایران شده اما پس از ۲ سال، موجب کاهش تورم و دوباره پس از سال چهارم، باعث افزایش آن می شود و این نوسان تا ۱۰ سال ادامه دارد؛ در حالی که برای دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، ابتدا تأثیر، اندکی مثبت بوده و رو به افزایش است و پس از سال اول، روند نزولی به خود گرفته و در نهایت، پس از سال پنجم، اثر آن تقریباً از بین می رود. مشاهده می شود که در زمان بروز تورم در کشورهای OECD، وجود شرکای جدید مانند چین، امکان انتخاب را برای ایران فراهم می سازد تا واردات خود را از مبادی با تورم کمتر انجام داده و تورم وارداتی کمتر با دوره زمانی کوتاه تری را تحمل کند.



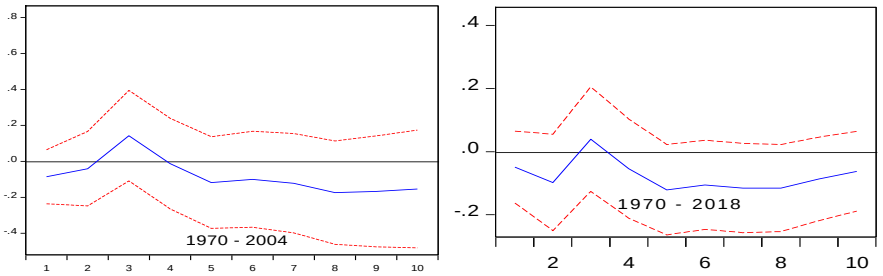
نمودار ۴-۴: توابع واکنش Infiran به Infoecd

براساس نمودار (۵-۴)، طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴، وقوع یک شوک در GDP کشورهای OECD به اندازه ۲ انحراف معیار پس از وقفه یک ساله، تأثیر منفی بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران دارد، اما پس از سال دوم، باعث تأثیر مثبت در آن شده و تا ۱۰ سال تقریباً به صورت ثابت باقی می ماند. طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، شوک تولید ناخالص داخلی کشورهای OECD در ابتدا، تأثیر منفی بر صادرات ایران دارد اما پس از سال دوم، روند مثبت به خود گرفته و پس از سال پنجم، رو به کاهش می نهد تا نهایتاً پس از ۸ سال، اثر آن به‌طور کامل از بین می رود. در واقع با ورود چین به مدل، اثر زمانی شوک GDP کشورهای OECD بر اقتصاد ایران کوتاه تر شده است.



نمودار ۵-۴: توابع واکنش Inviran به Gdpoecd

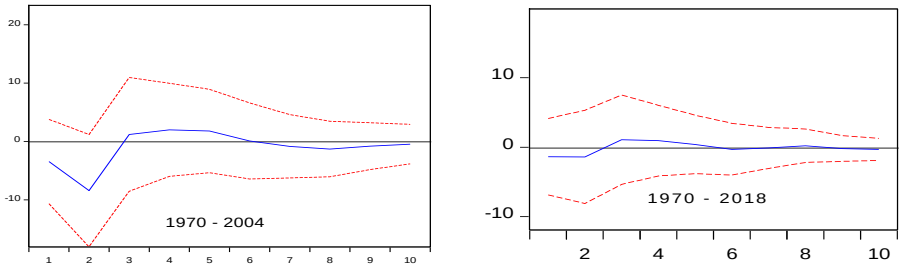
مطابق نمودار (۴-۶)، طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴، وقوع یک شوک در تورم کشورهای OECD به اندازه ۲ انحراف معیار، در ابتدا تأثیر منفی بر سرمایه گذاری مستقیم داخلی در ایران دارد و پس از سال دوم، باعث تأثیر مثبت در آن شده اما بعد از ۳ دوره، تأثیر آن دوباره منفی شده و این روند با شیب ملایم تا ۱۰ سال ادامه دارد. طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، شدت نوسانات کمتر بوده و پس از سال نهم، تقریباً اثر آن در حال از بین رفتن است و دلیل این امر، تداوم روند سرمایه گذاری چین در ایران در صورت وقوع شوک (مثبت یا منفی) در تورم کشورهای OECD می باشد.



نمودار ۶-۴: توابع واکنش Inviran به Infoecd

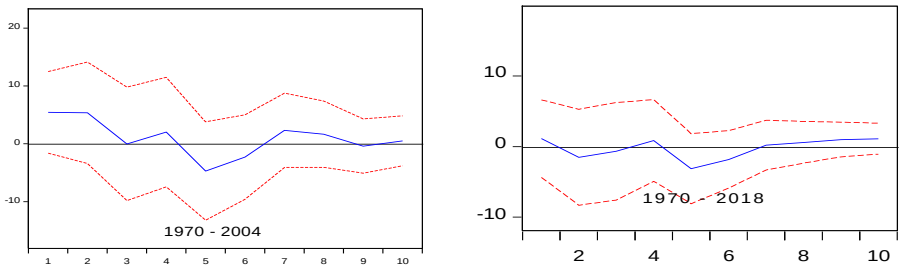
مطابق نمودار (۴-۷)، طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴، وقوع یک شوک در GDP کشورهای OECD به اندازه ۲ انحراف معیار در ابتدا، تأثیر منفی بر صادرات ایران دارد و اما پس از سال دوم، باعث تأثیر مثبت در آن شده و بعد از ۶ دوره، اثر آن به‌طور کامل از بین می رود. طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ شوک تولید ناخالص داخلی کشورهای OECD در ابتدا، تأثیر منفی بر صادرات ایران دارد اما

پس از سال دوم، روند مثبت به خود گرفته و نهایتاً پس از سال پنجم، اثر آن به‌طور کامل از بین می رود. به‌طور واضح مشاهده می شود که در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، میزان تأثیر کمتر و مدت زمان از بین رفتن نیز سریع تر است. در اینجا نیز مانند نمودار (۳-۴) تغییر تولید و درآمد کشورهای OECD به منزله تغییر هم جهت تقاضا برای صادرات ایران است که با ورود چین، میزان آن تعدیل می شود.



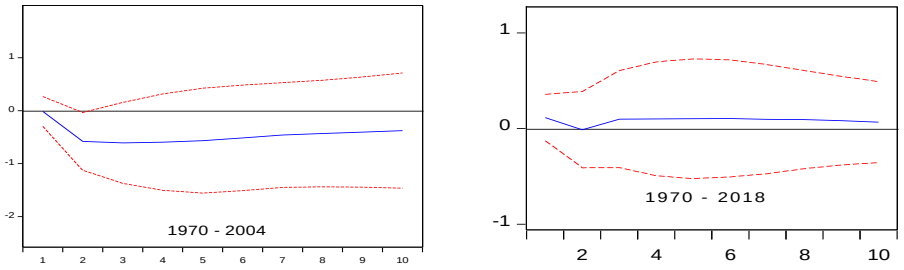
نمودار ۷-۴: توابع واکنش Xiran به Gdpoecd

بر اساس نمودار فوق، طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴، وقوع یک شوک در تورم کشورهای OECD به اندازه ۲ انحراف معیار در ابتدا، تأثیر مثبت اندکی بر صادرات ایران دارد اما پس از سال اول، تأثیر آن منفی شده است که تا دوره هشتم نیز ادامه دارد و سپس تقریباً از بین می رود. طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، شوک تورم کشورهای OECD در ابتدا، تأثیر مثبتی بر صادرات ایران دارد که پس از سال اول، روند نزولی به خود می گیرد و تا سال پنجم، روند کاهشی ادامه دارد. پس از سال پنجم، جهت تأثیر تغییر کرده و رو به افزایش نهاده و در نهایت، از بین می رود. شاید در این مورد خاص، این طور به نظر می رسد که تغییرات مطابق با نظریات اقتصادی و انتظارات اولیه تحقیق نباشد اما واقعیت آن است که با توجه به سهم اندک ایران از صادرات به OECD در دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۰ (که بخش عمده آن هم صادرات محصولات نفتی بوده است)، با افزایش تورم در کشورهای صنعتی، تغییر چندانی در درآمد صادراتی ایران ایجاد نشده است و نوسان اندکی وجود دارد اما با ورود چین، افزایش قیمت ها در OECD، موجب افزایش صرفه اقتصادی برای واردات بیشتر از چین می شود و از آنجایی که چین بخشی از انرژی و مواد خام مورد نیاز صنایع خود را از ایران تأمین می کند، لذا صادرات ایران افزایش می یابد و نوسان بیشتری نسبت به قبل وجود دارد.



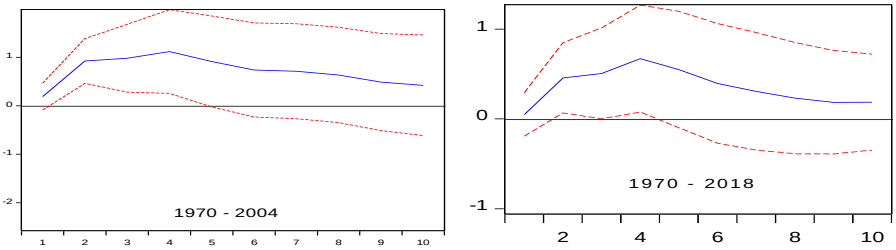
نمودار ۸-۴: توابع واکنش Xiran به Infoecd

بر اساس نمودار (۴-۹)، طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴، وقوع یک شوک در تولید ناخالص داخلی OECD به اندازه ۲ انحراف معیار، ابتدا باعث کاهش واردات در ایران شده و پس از سال دوم، موجب افزایش تدریجی در آن می شود و تا سال دهم، تقریباً به صفر نزدیک می شود ولی همان گونه که مشاهده می شود، طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، شوک GDP کشورهای OECD در ابتدا، تأثیر مثبت اندکی بر واردات ایران دارد، سپس در سال دوم، اثر آن کاهش یافته و نزدیک به صفر بوده و پس از دوره دوم، مجدداً تأثیر مثبت داشته و روند ثابتی را حفظ می کند. با افزایش درآمد کشورهای OECD، قدرت خرید آنها افزایش می یابد و باعث افزایش تقاضای داخلی می شود که به کاهش صادرات منجر خواهد شد. این امر، موجب کاهش واردات ایران از کشورهای صنعتی شده و نوسان نسبتاً شدیدی در واردات رخ می دهد که با ورود چین به مدل و امکان واردات از آن کشور مطابق نظریات اقتصادی، شدت نوسان به وضوح کاهش می یابد.



نمودار ۹-۴: توابع واکنش Imiran به Gdpoecd

مطابق نمودار (۴-۱۰)، طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴، وقوع یک شوک در تورم OECD به اندازه ۲ انحراف معیار، ابتدا موجب افزایش واردات ایران شده و از دوره چهارم، روند کاهشی به خود می گیرد اما با وجود این، روند نزولی همچنان تا دوره دهم مقدار آن مثبت است. طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸، شوک تورم کشورهای OECD، ابتدا موجب افزایش کمتری در واردات ایران شده و مانند دوره قبل پس از سال چهارم، روند نزولی به خود می گیرد اما مقدار آن همچنان مثبت و کمتر از دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۴ است. با افزایش تورم در کشورهای صنعتی تا قبل از ورود چین به مدل، هزینه واردات ایران از این کشورها افزایش قابل توجهی دارد اما با ورود چین، با بروز تورم در OECD به‌دلیل امکان واردات از چین، هزینه واردات ایران تغییر کمتری نسبت به دوره ۲۰۰۴-۱۹۷۰ خواهد داشت.



نمودار ۱۰-۴: توابع واکنش Imiran به Infoecd

۵. جمع بندی و پیشنهاد

هدف از انجام این تحقیق، بررسی میزان اثرگذاری تنوع در شرکای تجاری ایران بر کاهش نوسانات ناشی از تحولات اقتصادی بین‌الملل بر اقتصاد ایران بوده است. در این راستا، بر مبنای نظریه لوکوموتیو، حضور یا عدم حضور جدی چین در کنار کشور های عضو سازمان OECD در قالب یک الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR) برای اقتصاد ایران به لحاظ تجربی بررسی شده است تا مشخص شود آیا تنوع بخشی به شرکای تجاری ایران (بویژه با شدت یافتن تحریم های غرب علیه ایران)، می تواند تأثیر نوسانات اقتصادی بین‌المللی بر متغیرهای کلان ایران شامل تولید ناخالص داخلی، تورم، صادرات و واردات را کاهش دهد یا خیر؟

نتایج بررسی توابع عکس العمل حاصل از برآورد الگوی خودرگرسیون برداری (SVAR)، نشان می دهد که اکثر نوسانات متغیر های اقتصاد کلان ایران در پاسخ به شوک های بین المللی، با ورود چین در الگو کاهش یافته، شدت اثر گذاری شوک ها روندی ملایم تر به خود گرفته و حتی زمان از بین رفتن اثر شوک های بین المللی نیز در موارد زیادی کاهش یافته است.

در مورد بیشتر متغیر ها، روند نوسانی پاسخ متغیر های کلان اقتصاد ایران به شوک های بین المللی و نیز مدت زمان میرا شدن شوک ها کاهش یافته است. در مورد برخی از متغیر ها که روند اثرگذاری نوسانی نبوده، شدت اثر گذاری کمتر شده و همچنین مدت زمان از بین رفتن شوک ها کاهش یافته است. یافته ها نشان می دهد؛ متنوع سازی در شرکای تجاری ایران، موجب کاهش اثر نوسانات اقتصادی بین‌المللی بر اقتصاد ایران شده، و این به معنای پایداری بیشتر اقتصاد ایران و مقاوم سازی به منظور تاب آوری در برابر بحران های بین‌المللی بویژه در شرایط تحریم است.

بر این اساس، پیشنهاد می شود که ضمن تلاش برای حفظ روابط فعلی با کشورهای طرف تجاری از طریق بهبود روابط سیاسی و منطقه ای، روابط تجاری با سایر اقتصادهای نوظهور نظیر روسیه، برزیل، هند و ... نیز توسعه یابد.

همچنین لازم است تا به سایر عوامل مؤثر در این زمینه نظیر نرخ ارز واقعی، بهره وری نیروی کار، صادرات گاز و محصولات پتروشیمی، نرخ بهره، تحریم و موانع تجاری نیز توجه شود. مجموعه این عوامل می تواند آسیب پذیری اقتصاد ایران را در شرایط تحریمی بویژه تحریم های وضع شده از سال ۲۰۱۸ تا حدودی کاهش داده و توان تاب آوری آن را افزایش دهد.

عدم تعارض منافع: نویسندگان اعلام می کنند که هیچ نوع تعارض منافعی وجود ندارد.

References

Ades, A. and Glaeser, E. (1999) "Evidence on Growth, Increasing Returns, and the Extent of the Market". The Quarterly Journal of Economics, Vol. 114, issue 3: 1025-1045.

Assoumou Ella, G. (2014). "International Crises, Characterization of Contagion and Social WellBeing in Developing Countries: A Theoretical Model". Theoretical Economics Letters, 4(1): 72-77.

Assoumou Ella, G. (2015). "Partners' Diversification and Exposure of African Countries to International Crises: The Case of Kenya". International Journal of African Development, Vol. 3 No. 3: 20-42.

Barro, R., and Sala-i-Martin, X. (1997). "Technological Diffusion, Convergence, and Growth". Journal of Economic Growth, Vol. 2, issue 1: 32-58.

Barro, R., and Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*. 2nd. Edition, MIT, Cambridge.

Basov, F. (2017). "Germany in the European Union: From the Economic Locomotive to Political Leadership". Outlines of Global Transformations: Politics, Economics, Law, Vol. 10: 33-52.

Baxter, M., and Kouparitsas, M. (2004). Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis. Federal Reserve Bank of Chicago.

Belhadi, M., Slama, I. and Lahiani, A. (2015): "Tranmission of International Shocks to An Emerging Small Open-Economy: Evidence from Tunusia". Région et Développement, No. 42: 231-258.

Blanchard, O., and Quah, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Distributions". The American Economic Review, Vol.18: 655-673.

Blanchard, O., and Watson, M. (1986). Are Business Cycles All Alike? National Bureau of Economic Research, No.33: 123-180.

Bronfenbrenner, M. (1979). On the Locomotive Theory in International Macroeconomics. Weltwirtschaftliches Archive, Bd 115: 38-50.

Busse, M., Erdogan, C., and Mühlen, H. (2014) "China's Impasct on Africa; The Role of Trade, FDI and Aid". IEE Working Papers 206, Ruhr University Bochum, Institute of Development Research and Development Policy (IEE).

Clarida, R., and Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 41: 1-56.

Dées, S., and Vansteenkiste, I. (2007). "The Transmission of Us Cyclical Developments to the Rest of the World". European Central Bank Working Paper, series No. 798.

Farhadi, A. (2004). "A Survey of Foreign Trade Effects on Iran's Economic Growth". JPBUD, 9(1): 27-58 (in Farsi).

Feenstra, R., and Kee, H. L. (2004). "Export Variety and Country Productivity". NBER Working Paper, 10830, National Bureau of Economic Research: Cambridge MA.

Fischer, S. (1993). "The Role of Macroeconomic Factors in Growth". Journal of Monetary Economics, Vol. 32, issue 3: 485-512.

Frankel, J., and Rose, A. (1998). "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria". Economic Journal, 108: 1009-1025.

Googerdchian, A., & Rahimi, F. (2013). "The Effects of R&D Spillovers and Innovation of Iran's Trade Partners on Iran's Economic Growth (2000-2009)". Economic Growth and Development Research, 3(9): 9-24 (in Farsi).

Haerian Ardakani M. (2008). "Evaluation of Developing Economic Cooperation Organization (ECO)". QJER, 8(1): 179-202 (in Farsi).

Heidari, H., & Zarei, F. (2013). "Investigating the Commercial Relations between Iran and Its Other Major Trading Partner Focusing on J-Curve Test". Economic Modelling, Vol. 18: 83-103 (in Farsi).

Hufbauer, G., Jeffrey J., Elliott, K. A., and Oegg, B. (2007). *Economic Sanctions*. 3rd. Edition, Institute for International Economics, Washington DC.:4-6.

Kazerooni, A., Asgharpour, H. (2016). "The Impact of Economic Sanctions on Composition of Major Trade Partners of Iran (1992-2013)". Iraninan Jouornal of Trade Studies, 20 (79): 1-33 (in Farsi).

Koolpang C., & Manprasert C. (2014). "Trade Linkages and Crisis Spillovers". Asian Economics Papers, 13(1): 84-103.

Krugman, P. (1994). "The Myth of Asia's Miracle". Foreign Affairs, Vol. 73: 62-78.

Lambert, F., & Chavy-Martin, A.C. (2008). Couplage ou decouplage? Une analyse de la corrélation des cycles entre pays. Bulletin de la Banque de France No. 84: 158-171.

Lashgari, M. (2009). "The World Financial Crisis and its Effect on Iran's Economy". PEE, No. 260: 244-253 (in Farsi).

MacKinnon, J.G. (1996). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests". Journal of Applied Econometrics, Vol. 11: 601-618.

Noferesti, M. (1999). Unit Root and Cointegration in Econometrics. Rasa Cultural Service Institute, Tehran, Iran: 28-32 (in Farsi).

Naudé, W., Paulino, A., and McGillivray, M. (2009). "Measuring Vulnerability: An Overview and Introduction". Oxford Development Studies, Vol. 37, issue 3: 183-19.

Prebisch, R. (1950). "The Economic Development of Latin America and its Principal Problems". Economic Bulletin for Latin America, 7: 1-12.

Rodrik, D. (1995). *Political Economy of Trade Policy*. Handbook of International Economics, Vol. 3, Elsevier.

Sajedianfard, N. Hadian, E. Samadi, A., & Dehghan, Z. (2020). "Investigating the Effect of International Sanctions on Iran's Trade Structure: A Network Theory Approach". Journal of Economics and Modelling, 10(3): 1-29 (in Farsi).

Salmani, B., & Fatahi, M. (2008). "Impact of Trading Partners' Economic Growth on the Iran's Economic Growth". Iraninan Journal of Trade Studies. Vol. 46: 211-230 (in Farsi).

Shajari, P. (2009). "Global Crisis and Iran's Economy in Facing this Crisis". Journal of Tazehaye Eghtesad. Vol. 125: 100-109 (in Farsi).

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". Econometrica, Vol. 48: 1-48.

Sims, C. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?". Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Vol. 10: 2-16.

Tayebi, K., Karimzadeh, S., & Ramezani. M. (2012). "Effects of Income Integration and Trade Flow Expansion on Economic Growth of Iran and Her Partners Including OECD Countries". Journal of Development Economics and Planning, 1(1): 115-126 (in Farsi).

Https://dana.ir/news/1901415.html/share

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 71-107

The Role of Diversification of Trade Partners on the Effectiveness of International Economic Fluctuations in Iran's Economy

Jafar Mokhtari Shirehjini[1]
Ebrahim Hadian[2]
Ali Hussein Samadi[3]
Ahmad Sadraei Jawaheri[4]

Received: 2022-11-28 Accepted: 2023-01-20

Abstract

Introduction:

The interactions of economies have caused the sensitivity to choose import sources, target markets and trade partners in general. Each country chooses its own trade partners based on its coordinates in order to minimize its import costs and generate maximum export income while avoiding the negative effects of international economic fluctuations. Diversification of trade partners is one of the ways to strengthen of an economy and reduce the vulnerability against international economic fluctuations and shocks. Diversification of import sources and export destinations of each country can lead to the stability of foreign trade and increase the stability of domestic production. In Iran's economy, due to the special conditions, such as economic sanctions, this issue is of double importance. In the previous periods of sanctions (before 2017), one of the weak points of Iran's economy has been the decrease in diversity in the mix of foreign trading partners, which includes the decrease in the number of buyers of oil (as Iran's main export product), the decrease in the arrival of foreign tourists, and the reduction of countries exporting goods to Iran. In this situation, two countries, China and Russia, became Iran's main trade partners, and to some extent, it reduced the impact of Western economic sanctions against Iran's economy. Meanwhile, in the last two decades, China has practically become the main competitor and substitute for the economic powers of the world, known as the OECD member countries, and has acquired large markets in South and East Asia, the Middle East and Africa. Therefore, it can be said that diversification of trade partners for all countries of the world practically means creating opportunities and for Iran, it means a way to survive.

1. Ph.D. Student of International Economics, Shiraz University, International Division, Shiraz, Iran, E-mail: arastoo.m2000@gmail.com
2. Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran (Corresponding Author), E-mail: ehadian@rose.shirazu.ac.ir
3. Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran, E-mail: asamadi@rose.shirazu.ac.ir
4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran,. E-mail: sadraei@shirazu.ac.ir

Methodology:

The present research is based on the "Locomotive theory", which expresses the influence and effectiveness of the economic fluctuations of countries on each other through foreign trade. For this purpose, two models with the same structure were designed for two periods during 1970- 2018 to investigate the role of China's presence or absence among Iran's trading partners using the structural vector auto-regression (SVAR) model. According to the "Locomotive theory", international economic fluctuations affect countries through foreign trade, and only a few countries have the potential to bring countries out of the crisis. This theory states that during 1975-77, the United States was the main "locomotive" to pull out the world economy (more precisely, the industrialized countries) from the previous recession (the first oil shock), and paid a very high price for it, and it was necessary for America's major partners in that period, especially Japan and Germany, to accept their role as the locomotive of the world economy and in this way help both the American economy and the world economy. This theory specifically states that industrialized countries are the sources of international economic fluctuations and their prosperity or recession first spreads to major partners and with a delay to other countries.

The monetary and financial policies of the United States have played a decisive role in the development of global economic cycles through trade and financial links with smaller countries. In recent decades, although the importance and role of the United States has remained, but the US economy is not growing fast enough to act as the sole locomotive of the world economy train, especially in the last decade. China alone, and other major emerging markets as a whole, have become important drivers of the global economy. China and other major emerging markets are increasingly interdependent. Because on the one hand, China is the main importer of raw materials, and on the other hand, it is a supplier of manufactured products and foreign investment. The occurrence of such a phenomenon in the field of international economy has attracted the attention of many researchers to discuss the role of business partners and examine the unilateral and mutual effects of such decisions.

According to a study conducted in 2015 by Assoumou Ella for Kenya, the trade relationship between a third world country and industrialized countries is drawn in the presence of an emerging economy. In this research, the same model is used for Iran's economy. For this purpose, in the present study, based on the theoretical and experimental literature of this field a structural vector auto-regression (SVAR) model has been designed and specified. The first reason for using this model is its design based on the theoretical structure, and second reason is to provide a framework in which a variable, while being endogenous, is affected by other endogenous variables; but it should not affect them. The second case is very important regarding Iran's economy; because the macroeconomic variables of Iran's economy for several reasons (weak structure of Iran's economy, the issue of sanctions, customs tariffs) have no significant effects on the macroeconomic variables of trading partners included in the model.

Results and Discussion:
The results of the analysis of the reaction functions show that in most cases, the fluctuations of the macroeconomic variables of Iran (including GDP, inflation, FDI, export and import) have decreased in response to the fluctuations of GDP and inflation of OECD countries after the inclusion of China in the model. So that the intensity of the impact of the shocks entered into the model has become milder and the time for disappearing of the shocks has also been shortened.

Conclusion:
The results show that the diversification of Iran's Trade partners during the mentioned period has reduced the effect of the economic fluctuations of OECD countries on the macroeconomic variables of Iran. This means more stability of Iran's economy, so diversification of trade partners leads to resiliency against international crises, especially in the context of sanctions.

Keywords: Trade Partner Diversification, SVAR model, Iran’s Economy, Locomotive theory
JEL Classification: C32, F11, F14, F40

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱۳۱-۱۰۹

تبیین رابطه غیرخطی بین خلق پول و حاکمیت قانون با رویکرد آستانه‌ای (PSTR)

عباس مطهری نژاد [۱]
زهرا نصراللهی [۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۹/۲۰ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۴**

چکیده

یکی از ابزارهای نیل به اهداف اقتصاد کلان، کنترل حجم نقدینگی است. درخصوص رشد حجم نقدینگی، دو دیدگاه مطرح است. بر اساس یک دیدگاه، حاکمیت و تعهد به قوانین برای خلق پول، مانعی برای افزایش بی‌قاعده حجم پول است. این دیدگاه، بر نقش مهم نهادها در کنترل یا رشد نقدینگی تأکید می‌کند. پس یکی از علل رشد نقدینگی را باید در قوانین و میزان حاکمیت قانون کشورها بررسی کرد. دیدگاه دیگر، چگونگی تأثیر خلق پول بر حاکمیت قانون و کانال‌های تأثیرگذاری آن را مطرح می‌کند. سوء مدیریت طولانی مدت پول، می‌تواند اثرات ناگهانی و غیرقابل پیش‌بینی داشته باشد و به تغییر نهادی و بعضاً بنیادی منجر شود. هدف از تدوین مقاله حاضر، تبیین رابطه غیرخطی بین خلق پول و حاکمیت قانون است. برای این منظور، از مدل پانل با رویکرد آستانه‌ای (PSTR)، بر اساس داده‌های سالانه کشورهای دارنده ذخایر نفتی، طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۲ استفاده شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، متغیرهای خلق پول و حاکمیت قانون، رابطه منفی با یکدیگر دارند و نتایج، مؤید پذیرش هر دو دیدگاه است. به عبارت دیگر، خلق پول و تبعات حاصل از آن، عاملی است که از کانال‌های مختلف، حاکمیت قانون را دستخوش تغییرات کرده و آن را تضعیف می‌کند. همچنین ضعف قوانین در کشورهای نفتی، به رشد خلق پول منجر می‌شود. بنابراین، یکی از علل ضعف حاکمیت قانون در این کشوها را باید در خلق پول و تبعات حاصل از آن جستجو کرد.

واژگان کلیدی: خلق پول، حاکمیت قانون، کیفیت مقررات، مدل رویکرد آستانه‌ای پانل
طبقه‌بندی JEL: O23, E43, G21

۱. دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه یزد amotaharia@yahoo.com
۲. عضو هیأت علمی گروه اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه یزد (نویسنده مسؤول) nasr@yazd.ac.ir

۱. مقدمه

در مدل‌های اولیه رشد اقتصادی، بر نقش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به‌عنوان عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی تأکید می‌شد. در مدل‌های بعدی، عواملی مثل رشد دانش و تکنولوژی، مهارت انسانی و رشد تجارت مورد توجه قرار گرفت. در چند دهۀ اخیر، بر نقش عوامل غیراقتصادی مانند دموکراسی و نهادها بر رشد اقتصادی تأکید می‌شود. آمارتیا سن[1] (۱۹۹۹)، دموکراسی را عامل اصلی رشد و توسعه اقتصادی می‌داند (شیرزادی، ۱۳۸۸: ۴). نورث[2] (۱۹۹۰)، به نقش نهادها می‌پردازد که به عقیده او، نهادها باعث ساختارمند شدن انگیزه‌های نهفته در مبادلات بشری، اعم از مبادلات سیاسی، اقتصادی و یا اجتماعی می‌شوند. نهادها قوانین بازی در یک جامعه هستند یا به طور رسمی‌تر، محدودیت‌های طراحی شده توسط انسان برای شکل‌دهی به تعاملات انسانی هستند (نورث، ۱۹۸۴: ۲۵۸؛ عجم اغلو[3]، ۲۰۰۵: ۲۵). نهادهایی مانند ساختار حقوق مالکیت و تأسیس و تکامل بازارها از اهمیت ویژه‌ای برای نتایج اقتصادی برخوردار هستند؛ زیرا به تخصیص بهینه منابع کمک می‌کنند.

عجم‌اوغلو و همکاران (۲۰۰۵)، نیز بر نقش نهادهای سیاسی تأکید دارند. بر اساس رویکردی که توسط آنها «سلسله مراتب نهادها»[4] نامیده شد، توزیع قدرت سیاسی بر حقوق مالکیت و حاکمیت قانون تأثیر می‌گذارد (فلاچیر و همکاران[5]، ۲۰۱۴). آنها استدلال می‌کنند که توزیع منابع و توزیع قدرت (احتمالاً با هم اما نه لزوماً)، تأثیر غالبی روی مسیر رشد کشورها دقیقاً از طریق اثرشان روی نهادهای اقتصادی مانند حقوق مالکیت دارند (هارتول[6]، ۲۰۱۸: ۴۱). از دید عجم‌اوغلو و همکاران (۲۰۰۵)، قدرت سیاسی و توزیع منابع در یک دوره، اقدامات اقتصادی همان دوره و چگونگی توزیع قدرت سیاسی و توزیع منابع در دوره بعد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این دید، این نهادهای سیاسی هستند که بر متغیرهای اقتصادی اثر می‌گذارند.

از طرف دیگر، پول به‌عنوان نقدترین دارایی و ابزاری برای خرید انواع دارایی، قرن‌ها در معرض دستکاری سیاسی قرارگرفته است، که به توسعه ادبیات اقتصادی مرتبط با موضوعات «ناسازگاری پویا»[7] منجر شده است (کیدلند و پرسکات[8]، ۱۹۷۷: ۴۷۶). برجسته‌تر از همه، ادبیات در حوزه استقلال بانک مرکزی (CBI)، است که با مطالعات کوکرمن و همکاران[9] (۱۹۹۲)، آغاز شده و از آن پس، مطالعات متعدد دیگری در این حوزه صورت گرفته است. در این مطالعات، سعی شده که نشان داده شود، چگونه سیاست‌های پولی مناسب می‌تواند در شرایط خاص، انگیزه‌های سیاسی برای دستکاری و اعمال نفوذ در خلق پول نامتعارف را کاهش دهد.

---

1. Amartya sen (1999).
2. North (1990).
3. Acemoglu (2004).
4. hierarchy of institutions
5. Flachaire *et al*. (2014).
6. Hartwell (2018).
7. Dynamic Inconsistency
8. Kydland and Prescott (1977).
9. Cukierman *et al*. (1992).

لیکن این ادعا، می‌تواند در خلال اختلالات شدید اقتصادی، به چالش کشیده شود. رفتار افراطی از سوی نهادهای اقتصادی، چه در خلال یا در تسریع یک بحران، ممکن است به نوبه خود، نهادهای سیاسی و مسیرهای بعدی آنها را تعیین یا مختل کند و به‌سرعت، وضعیت موجود را به شیوه‌ای بی‌ثبات کننده تغییر دهد. دوره‌های بحران، دوره‌های تورم شدید، این توانایی را دارند که تغییراتی را در توزیع قدرت در سراسر جامعه تحمیل کرده و درنتیجه، نهادهای سیاسی را تغییر دهند. حتی اختلالات اقتصادی «عادی‌تر» ممکن است، استراتژی‌های چانه‌زنی و ائتلاف‌های سیاسی را تغییر دهد و نهادهای سیاسی یک کشور را متحول کند (هارتول، ۲۰۱۸: ۳۹).

برخی از اقتصاددانان بر این باورند که توسعهٔ بخش مالی و کیفیت قانون، تأثیر انکارناپذیری بر عملکرد بخش پولی و کلان اقتصادی کشورها داشته است، تا حدی که امروزه در اکثر کشورهای توسعه‌یافته، بخش عمده‌ای از تحولات در اقتصاد جهانی را به این بازارها نسبت می‌دهند (احمد و همکاران[1]، ۲۰۲۲: ۱۹۱). اما شرایط در کشورهای درحال‌توسعه متفاوت است. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، به دلیل دولتی بودن بخش بزرگی از نظام مالی، خدمات بانکی ناکارا، کمبود منابع، وجود ساختار دوگانه بخش مالی (رسمی و غیررسمی) و غالب بودن عملکرد بخش غیررسمی، نهادها و مؤسسات مالی از کارآیی مطلوب برخوردار نیستند. ازاین‌رو، برخی از اقتصاددانان، کندی رشد در برخی از کشورهای درحال‌توسعه را به ناکارآمدی و توسعه‌نیافتگی بخش مالی و عدم ثبات در این بخش نسبت می‌دهند و اصلاحات نظام‌مند این بخش را برای دستیابی به رشد سریع‌تر، توصیه می‌کنند (لی و همکاران[2]، ۲۰۲۰: ۴۳).

بر این اساس مطالعه حاضر، به دنبال بررسی دو دیدگاه می‌باشد؛ از آنجا که کنترل حجم نقدینگی ازجمله ابزارهای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی است، ادعا می‌شود که وجود قوانین معین برای خلق پول، مانع از گسترش غیرمتوازن حجم پول می‌شود و بنابراین، علت رشد نقدینگی را باید در قوانین و میزان حاکمیت قانون کشورها بررسی نمود. این دیدگاه، بر نقش مهم نهادها در کنترل یا رشد نقدینگی تأکید می‌کند (حاکمیت بر رشد یا کنترل حجم نقدینگی اثرگذار است).

دیدگاه دیگر، بر موضوع خلق پول و منافع ناشی از آن تأکید دارد و چگونگی تأثیر خلق پول بر حاکمیت قانون و کانال‌های تأثیرگذاری آن را بررسی می‌کند. تعیین حجم پول در اختیار دولت‌ها و مقامات پولی قرار دارد و این دو گروه می‌توانند پول خلق کنند. اگر به پول به عنوان رسیدی برای تولید نگاه کنیم، به این معنی که افراد یک ملت با تولید و خلق ثروت، GDP کشور را تعیین کرده و در مقابل سهمی که در آن دارند، رسیدی به صورت پول دریافت می‌کنند. در کنار این گروه، گروهی دیگر (دولت‌ها و بانکداران) هستند که خلق پول را در اختیار دارند (یا کسانی که به انتخاب دولت و بانک‌ها پول خلق شده در اختیار آنها قرار می‌گیرد) و در هنگام تقسیم GDP کشور، در کنار گروه

1. Ahmed *et al*. (2022).
2. Li *et al*. (2020).

اول قرار گرفته و از تولید داخلی سهم می‌برند، در حالی که در تولید آن، نقشی نداشته‌اند. این همان تأثیر خلق پول بر مالکیت است.

باتوجه به این دو دیدگاه، در مطالعه حاضر، به تبیین رابطه بین خلق پول و حاکمیت قانون پرداخته می‌شود، و اینکه آیا این رابطه، یک رابطه خطی یا غیرخطی است؟ موضوعی که تاکنون کمتر مورد توجه واقع شده، به طوری که در مطالعات داخلی، مقاله‌ای در این خصوص مشاهده نشد و مطالعات خارجی نیز در این زمینه، بسیار محدود است. در این پژوهش، رابطه دوسویه در کشورهای منتخبِ دارنده ذخایر نفتی، طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۲ و با به‌کارگیری رویکرد آستانه‌ای انتقال ملایم پانل (PSTR)، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. بررسی رابطه سیاست پولی و حاکمیت قانون

موضوعِ تأثیر پول بر عملکرد نهادهای سیاسی و سایر نهادهای اقتصادی، ایده جدیدی نیست و در طول دو قرن گذشته، در ادبیات مختلف اقتصاد سیاسی مطرح شده است. بااین‌حال، در بسیاری از پژوهش‌های نظری و تجربی در ادبیات اقتصاد مدرن، این پرسش به‌شکل معکوس مطرح و بر تأثیر حاکمیت قانون یا کیفیت نهادی بر سیاست پولی یا طراحی نهادهای سیاست پولی متمرکز شده است (میشکین[1]، ۱۹۹۹؛ فتاس و میهوف[2]، ۲۰۱۳: ۳۶۸). این ادبیات به دلیل تلاش برای جداسازی عوامل تعیین‌کننده پیامدهای کوتاه‌مدت اقتصاد کلان (رشد اقتصادی یا تورم)، تمایل دارد فرض کند که سطح حاکمیت قانون یک کشور، به‌جای تعیین در چهارچوب‌های درونزا، به‌طور برونزا ارائه می‌شود (رجوع شود به مطالعه کالدرون و همکاران[3] (۲۰۱۶)، که نهادها و سیاست‌های کلان اقتصادی را از ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۸ بررسی می‌کنند).

نتایج تجربی حاصل از این مطالعات، نشان می‌دهد که عملکرد مناسب نهادهای پولی و آثار آنها، به حاکمیت قانون بستگی دارد (ایجفینگر و استادهودرز[4]، ۲۰۰۳: ۱۲). بخش عمده‌ای از ادبیات مربوط به استقلال بانک مرکزی، حول این فرض شکل می‌گیرد که نهادهای سیاست پولی مشتق از نهادهای سیاسی هستند (حتی اگر به‌صراحت بیان نشده باشد). نتیجه این تفکر، آن است که برای در امان ماندن پول از فشارهای سیاسی، بانک مرکزی باید مستقل باشد. لیکن مستقل بودن بانک مرکزی به چه معنی است؟ چگونه یک نهاد عمومی (دولتی) می‌تواند از دولت مستقل باشد؟ وقتی یک نهاد، عمومی نباشد، بالاجبار یک نهاد خصوصی است. حال اگر پول و خلق پول به دلیل دور بودن از فشارهای سیاسی، از دست دولت خارج شود، آیا انگیزه‌های منفعت طلبانه دیگری وجود نخواهد داشت؟ اینها مطالبی است که کمتر به آن توجه شده است.

1. Mishkin (1999)
2. Fatás and Mihov (2013)
3. Calderón et al. (2016)
4. Eijffinger and Stadhouders (2003)

موضوع دیگری که در این ادبیات غالباً مورد غفلت قرار گرفته، آن است که پول و بانک مرکزی نیز می‌توانند باعث تغییرات نهادی و سیاسی شوند. به‌عنوان مثال، در درازمدت، سیاست پولی می‌تواند تأثیر مستقیم و عمیقی در توزیع قدرت یک کشور داشته باشد و سوءمدیریت طولانی‌مدت پول، می‌تواند اثرات ناگهانی و غیرقابل‌پیش‌بینی داشته و به تغییر نهادی و بعضاً بنیادی منجر شود (کویاما و جانسون[1]، ۲۰۱۵: ۴۹).

۲-۲. بررسی دو دیدگاه فکری اتریشی و پساکینزی

در بین مکاتب اقتصادی، بجز مکتب کینزین‌های جدید، تقریباً سایر مکاتب اقتصادی نقش پول را بر متغیرهای حقیقی، حداقل در بلندمدت، خنثی می‌دانند (مطهری‌نژاد، ۱۳۹۶: ۲۰). مکتب کینزین‌های جدید، معتقد به اثرگذاری سیاست پولی است. این مکتب، وجود چسبندگی‌های دستمزد و قیمت را علت اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد می‌داند. مکتب اتریشی، به شدت مخالف مداخلات دولتی در اقتصاد است و پول را متغیری درونزا نسبت به تولید و نه اثرگذار بر سطح تولید در نظر می‌گیرد (تشکینی و شفیعی، ۱۳۸۴: ۱۳۰-۱۲۷).

دو رویکرد نئومنگری[2] (اتریشی) و پساکینزی[3]، با استدلال تقریباً یکسان، خاطرنشان می‌کنند که پول یک ساختار درونزا در یک سیستم است و به این ترتیب برای خود، یک نهاد سیاسی نیز محسوب می‌شود. درحالی‌که این دو مکتب در مورد نحوه عملکرد مقامات پولی، اظهار نظر متفاوت دارند، ولی درنهایت هر دو مکتب فکری، ساختار نهادی بانک مرکزی و عملکرد مدرن آن را به‌عنوان تهدیدی برای حاکمیت قانون می‌شناسند (کانوا[4]، ۲۰۰۹: ۳۷۲).

از دیدگاه پساکینزی، اجرای سیاست پولی بدون نظارت صریح از سوی نهادهای سیاسی، عدم تعادل در نظام سیاسی ایجاد می‌کند و به یک مقام سیاسی یعنی کسی که عرضه پول را کنترل می‌کند، اجازه می‌دهد تا خواسته‌های خود را بر نظام سیاسی تحمیل کرده، از مشروعیت دموکراتیک عبور کند (آرستیس و بین[5]، ۱۹۹۵: ۱۶۵). به این ترتیب، تفکرات نخبگان مالی کشور جایگزین حاکمیت قانون می‌شود. از سوی دیگر، اتریشی‌ها استدلال می‌کنند که استفاده از پول برای اهداف سیاستی به معنای تمرکز اختیار در دست افراد معدودی است و امکان نقل و انتقالات خودسرانه را در میان بخش‌هایی از جامعه فراهم می‌کند. همان‌طور که هانکه[6] (۲۰۰۳) اشاره می‌کند، استفاده از سیاست به نفع یا ضرر بخش‌هایی از جامعه، به این معنی است که به‌طور واقعی از حقوق مالکیت محافظت نمی‌شود و «دولت‌هایی که از ارزش پول خود محافظت نمی‌کنند، به عدم پیروی از قوانین و حاکمیت قانون متهم هستند».

1. Koyama and Johnson (2015).
2. Neo-Mengerian
3. post-Keynesian
4. Canova (2009).
5. Arstis and Bain (1995).
6. Hanke (2003).

به‌رغم سابقه طولانی نظریه‌پردازی رابطه بین سیاست پولی و حاکمیت قانون، اخیراً تلاش‌هایی برای توسعه نظریه (با تجربیات مربوطه) در مورد رابطه سیاست پولی با ساختار نهادی یک کشور صورت گرفته است.

یکی از مقاله‌های اصلی اولیه در این زمینه، مطالعهٔ هوف و استیگلیتز[1] (۲۰۰۴) است که اشاره می‌کنند، سیاست پولی سخت می‌تواند بر حاکمیت قانون تأثیر بگذارد. آنها با استفاده از مثال روسیه در دهه ۱۹۹۰، اظهار داشتند عواملی مانند: عدم تجربه اقتصاد بازار، میراث تاریخی فساد، منابع طبیعی فراوان، فساد در خصوصی‌سازی، بازارهای سرمایه باز و ابرتورم سال‌های ۱۹۹۳-۱۹۹۲ باعث کاهش تقاضا برای حاکمیت قانون شده است.

علاوه بر مطالعه هوف و استیگلیتز (۲۰۰۴)، کویاما و جانسون (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای، استدلال می‌کنند که سیاست پولی ضعیف برای نهادهای کشور مخرب است. آنها با استفاده از مجموعه داده‌های پانل از ۱۴۳ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۱، رابطه منفی قوی بین حاکمیت قانون و بی‌ثباتی پولی پیدا کردند، و برای تبیین جهت علیت به چند نمونهٔ تاریخی از بی‌ثباتی پولی استناد کرده و به این نتیجه رسیدند که بی‌ثباتی پولی، حاکمیت قانون را از بین می‌برد. به نظر آنها، بی‌ثباتی پولی از چند طریق می‌تواند بر حاکمیت قانون اثر بگذارد:

نخست، بی‌ثباتی پولی بر قیمت‌های نسبی (که منعکس‌کنندهٔ کمبود یا فراوانی منابع است)، اثر گذاشته و از این طریق، توانایی سیستم قیمت در تخصیص منابع را تضعیف می‌کند؛

دوم، دوره‌های عدم تعادل پولی، به روشی جدای از تولیدِ کالای جدید یا ترجیحات مشتری، به افراد منفعت می‌رساند. تورم بالا و پایدار، از پس‌اندازکنندگان سلب مالکیت، و برای وام‌گیرندگان منفعت ایجاد کرده و به توزیع مجدد منابع منجر می‌شود؛

سوم، دوره‌های بی‌ثباتی پولی، انگیزه شرکت در فعالیت‌های غیربازاری را افزایش می‌دهد. در این شرایط گروه‌هایی شکل می‌گیرند که از تورم بهره‌مند شده و به دائمی کردن آن علاقه‌مند می‌شوند. تحت چنین احتمالی، سیاستمداران مایل خواهند بود که به نفع این گروه‌ها کار کنند و به این نوع سیاست‌ها (به نفع منافع کوتاه‌مدت نسبت به ثبات بلندمدت) تداوم دهند.

کویاما و جانسون (۲۰۱۵)، خاطرنشان می‌کنند که تأثیر بلند مدت چنین سیاست‌هایی کاهش قدرت طبقه متوسط، فاصله طبقاتی بیشتر و تأثیر بر توسعه نهادی است. بحران‌های پولی که معمولاً به‌عنوان یک تصمیم با انگیزه سیاسی برای دستکاری اقتصادی آغاز می‌شوند، تمایل به تشویق مداخله‌گرایی، تجمیع قدرت در قوه مجریه و سایر اقدامات برای انتقال قدرت از بازار به دولت دارند. آنها به کنترل قیمت و دستمزد اشاره و خاطرنشان می‌کنند، هراسی که منجر به سهل انگاری در سیاست پولی مناسب می‌شود، می‌تواند به اقداماتی منجر گردد که در زمان‌های عادی اقتصادی پذیرفته نمی‌شوند.

1. Hoff and Stiglitz (2004).

از دید هارتول (۲۰۱۸)، علاوه بر کانال‌های نفوذ بالقوه برای کشورهای در حال توسعه، در اقتصادهای تازه مستقل یا در حال گذار که کل محیط نهادی به‌طور همزمان در حال تحول است نیز باید مورد توجه قرار گیرد؛ زیرا فقدان حافظه نهادی، به این معنی است که سیستم اقتصادی به‌طور مداوم با اطلاعات جدید، بازیگران جدید و اغلب، الگوهای جدید تولید و تجارت سازگار می‌شود. در این محیط، برای نهادها بسیار مهم است که سیگنال‌های مناسب برای تکامل خود را دریافت کنند، زیرا وابستگی به مسیر تغییر نهادی، به این معنی است که کانال‌های جدیدی را به‌راحتی می‌توان به سمت آن هدایت کرد.

همان‌طور که کوپال[1] (۲۰۰۶: ۲۳۵)، اشاره می‌کند: «بهترین عملکرد نهادها مربوط به زمانی است که به جای تصمیمات اختیاری، توسط قوانین نسبتاً ساده اداره شوند». اختیاری که می‌تواند باعث هرج و مرج در مراحل اولیه پیدایش نهادی شود. با غلبه نهادهای پولی بر ساز وکار قیمت‌ها و تشویق فعالیت‌های غیربازاری، نهادهایی که در این محیط ایجاد می‌شوند، نهادهایی نیستند که اقتصاد بازار را تسهیل می‌کنند، بلکه نهادهایی هستند که در فضای انحراف ایجاد می‌شوند. این امر نه‌تنها در مورد نهادهای اقتصادی، بلکه در مورد نهادهای سیاسی نیز صدق می‌کند، بویژه در شرایطی که مقامات سیاسی جدید، تجربه‌ای در مواجهه با نیازهای بازار آزاد ندارند. در فضای بی‌ثباتی پولی، این احتمال وجود دارد که حاکمیت قانون، که مبتنی بر پیش‌بینی‌پذیری و بی‌طرفی است، تحت تأثیر قرار گیرد. در شرایط تورمی، همچنین احساس بی‌عدالتی تشدید می‌گردد، انگیزه‌های تخلف از قوانین و بزهکاری نیز افزایش می‌یابد.

در ادامه، به مطالعات صورت گرفته در این حوزه اشاره می‌شود و از آنجایی که تعداد مطالعات در این موضوع زیاد نیست، به مطالعاتی که ارتباط غیرمستقیم با موضوع داشتند نیز اشاره شده است.

۲-۲. پیشینه پژوهش

احمد و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «آیا کیفیت نهادی و توسعه مالی بر توسعه اقتصادی کشورهای منتخب تأثیر دارد؟»، رابطه بین کیفیت نهادها و رشد اقتصادی را با استفاده از مدل همگرایی پانل بررسی کرده‌اند. در این مطالعه از مدل حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) برای بررسی نقش کیفیت نهادی و توسعه مالی در رشد پایدار در طولانی‌مدت استفاده شده است. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که کیفیت نهادی و توسعه مالی، عوامل محرک در رشد اقتصادی پایدار در طولانی‌مدت هستند.

کاکر و همکاران[2] (۲۰۲۰)، واکنش نامتقارن بانک مرکزی به تورم را در ۲۸ اقتصاد پیشرفته و ۲۳ اقتصاد نوظهور و در حال توسعه برای دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۳ بررسی کرده‌اند. به نظر آنها، کیفیت نهادهای سیاسی بر سطح آستانه نرخ تورم تأثیر بسزایی دارد. همچنین در کشورهایی با فساد پایین، دولت‌های

1. Koppl (2006).
2. Kakar *et al*. (2020).

باثبات، بوروکراسی کارآمد و شرایط اجتماعی- اقتصادی خوب، هنگامی که تورم از آستانه نرخ تورم فراتر می‌رود، بانک‌های مرکزی واکنش تهاجمی نشان می‌دهند.

در پژوهشی، چینودا و واندا[1] (۲۰۱۹)، به بررسی تأثیر کیفیت نهادی و حاکمیت بر توسعه مالی در آفریقا از رویکردهای لحظه‌ای در دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۴ برای ۴۹ کشور پرداخته‌اند که نتایج، نشان‌دهنده تأثیر مثبت کیفیت نهادی و حاکمیت بر توسعه مالی است. نتایج همچنین نشان داد که تأثیر مثبت قابل‌توجهی از اندازه بخش بانکی بر توسعه مالی کشورهای آفریقایی وجود دارد. با این حال، جمعیت روستایی، کل جمعیت و منابع طبیعی، تأثیر منفی بر جریان مالی وارده به آفریقا دارد.

هارتول[2] (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای، به بررسی سلسله مراتب نهادها، تغییر سیاست پولی و تأثیر آن بر حاکمیت قانون در لهستان بین دو جنگ در سال‌های ۱۹۱۸ تا ۱۹۳۹ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که بی‌ثباتی پولی به‌خودی‌خود، تهدیدی برای نهادهای سیاسی است که علاوه بر ایجاد مشکلات اقتصاد کلان، حاکمیت قانون را نیز از بین می‌برد.

مختاری‌فر و همکاران (۱۴۰۰)، در پژوهشی با رویکرد PSTR، به موضوع تأثیر نقدینگی بر رشد اقتصادی با توجه به کیفت نهادهای کشورهای منتخب درحال توسعه و دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ پرداخته‌اند. به نظر آنها در صورتی که کیفت نهادها از حد آستانه‌ای بیشتر باشد، رشد نقدینگی، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی خواهد داشت و درصورتی‌که وضعیت نهادهای کشور در حد مطلوب نباشند، رشد نقدینگی، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. همچنین، آزادسازی تجاری در هر دو رژیم، اثر مثبت و اندازه دولت در هر دو رژیم، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

سید حسین زاده یزدی و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای، به بررسی تحلیل حساسیت و رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر ثبات مالی ایران در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ پرداختند. آنها در این مطالعه، ابتدا با استفاده از تجارب جهانی و داده‌های ایران، یک شاخص ثبات مالی ترکیبی در چهار بعد "نهادهای سپرده‌پذیر"، "اقتصاد کلان"، "بخش خارجی" و "کیفیت نهادی" برای ایران ساختند. آنها پس از ایجاد شاخص ترکیبی، با استفاده از روش تجزیه و تحلیل حساسیت، مؤثرترین نماگر بر "نوسانات" و "مقدار متوسط" شاخص ترکیبی ثبات مالی را تعیین کردند. نتایج نشان داد که از میان ۴۸ نماگر موجود، "نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی"، که یکی از شاخص‌های اصلی "سلامت مالی دولت" در بُعد "کیفیت نهادی" است، بیشترین تأثیر منفی را بر "نوسانات" و "مقدار متوسط" شاخص ترکیبی ثبات مالی داشته؛ بنابراین، برای افزایش ثبات مالی در ایران، تمرکز بیشتری باید بر کنترل "نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی" باشد.

کریمی و شهاب (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای، به بررسی اثر حجم نقدینگی بر فساد در کشورهای منتخب منطقه MENA طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۵ با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) پرداختند. نتایج نشان می‌دهد، میزان فساد دوره قبل و نقدینگی دوره جاری بر فساد، تأثیر

1. Chinoda and Kwenda (2019).
2. Hartwell (2018).

مثبت و معناداری دارد. میزان تولید ناخالص داخلی، بیشترین متغیر تأثیرگذار بر فساد کشورهای این منطقه بوده است؛ به‌طوری‌که یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، میزان فساد را به میزان ۴/۵ درصد کاهش می‌دهد. نتایج این تحقیق در جهت‌دهی سیاست‌های بانک مرکزی و دولت‌های حاکم در هر کشور مفید می‌باشد.

با نگاهی به مطالعات انجام شده در داخل کشور، قابل مشاهده است که تاکنون مطالعه‌ای به بررسی رابطه دوسویه بین خلق پول و حاکمیت قانون نپرداخته است و مطالعه حاضر، در راستای این مطالعات و به‌شکل تکمیلی و با در نظر گرفتن شاخص‌های اثرگذار بر خلق پول و حاکمیت قانون و بهره‌گیری از رهیافت مدل آستانه‌ای ملایم پانل (PSTR)، به بررسی نتایج در کشورهای منتخبِ دارنده ذخایر نفتی می‌پردازد که نتایج مطالعه پیش‌رو، به دلیل در نظر گرفتن شاخص‌های حاکمیتی در کشورهای منتخب، می‌تواند ما را در روشن شدن این مسأله یاری نماید که آیا خلق پول بر حاکمیت قانون تأثیر می‌گذارد یا ضعف حاکمیت قانون، به خلق نقدینگی در این کشورها منجر می‌شود که با طراحی مدل آستانه‌ای ملایم (PSTR) برای کشورهای منتخب دارنده ذخایر نفتی و دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۲۰۲۰، به تجزیه و تحلیل نتایج خواهیم پرداخت.

۳. ساختار مدل و داده‌ها

هدف از انجام این مطالعه با پیروی از مطالعات احمد و همکاران (۲۰۲۲) و هارتول (۲۰۱۸)، تبیین رابطه بین خلق پول و حاکمیت قانون در کشورهای منتخب دارنده ذخایر نفتی است. در این مطالعه، از مدل خودگرسیون انتقال ملایم پانل استفاده می‌شود که توسط تراسورتا و اندرسون[1] (۱۹۹۲) و تراسورتا (۱۹۹۴)، گسترش یافته است. درحقیقت مدل PSTR با استفاده از متغیر انتقال و مقدار پارامتر شیب، ارتباط غیرخطی میان متغیرها را به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی می‌کند. مدل رگرسیون انتقال ملایم تراسورتا، به صورت رگرسیون کلی زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t + F(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۱)$$

که در آن، z_t برداری شامل متغیرهای برونزای مدل، (π') بردار پارامترهای خطی، (θ') بردار پارامترهای غیرخطی مدل و u_t جزء باقیمانده است که فرض می‌شود به صورت یکسان و مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت $(u_t \approx iid(0, \sigma^2))$ توزیع شده‌اند. همچنین تابع انتقال $F(s_t, \gamma, c)$ می‌تواند به‌صورت لجستیک[2] و یا نمایی[3] در قالب روابط زیر تصریح شود:

$$F(s_t, \gamma, c) = \left[\frac{1}{1+\exp(-\gamma(s_t - c))} - \frac{1}{2}\right] \qquad (۲)$$

$$F(s_t, \gamma, c) = \left[1 - \exp\left(-\gamma(s_t - c)\right)^2\right] \qquad (۳)$$

1. Ter¨asvirta and Anderson (1992).
2. Logistic
3. Exponential

به‌طوری‌که رابطه (۲)، تابع انتقال لجستیک را به نمایش می‌گذارد و رابطه (۳)، بیانگر تابع انتقال نمایی می‌باشد. در توابع فوق، s_t بیانگر متغیر انتقال است؛ γ پارامتر شیب را نشان می‌دهد و c نشان دهندهٔ حد آستانه‌ای یا محل وقوع تغییر رژیم بوده، درصورتی‌که پارامتر شیب γ بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است. اگر ($s_t > c$) باشد، تابع انتقال برابر یک (F=۱) می‌شود. از سوی دیگر، درصورتی‌که ($st < c$) باشد، مقدار تابع انتقال برابر با صفر (F=۰) خواهد بود. همچنین در صورتی‌که مقدار پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، مدل PSTR تبدیل به یک مدل خطی خواهد شد.

برای بررسی اثرات متقابل حاکمیت قانون و خلق پول، دو مدل در نظر گرفته شده است. در مدل اول، شاخص حاکمیت قانون[1] به عنوان متغیر وابسته و در مدل دوم خلق پول (حجم نقدینگی[2]، M) به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد. متغیرهای کنترلی باتوجه به دسترسی به داده‌های کشورهای مورد بررسی و بررسی نتایج مطالعات پیشین انتخاب شده‌اند.

مولر و همکاران[3] (۲۰۱۴)، معیارهای توسعه اجتماعی-اقتصادی، اندازه کشور، تقسیم‌بندی قومی، فراوانی منابع طبیعی، سیستم‌های قانون عرفی (سیستم حقوقی)، میراث استعماری و مذهب غالب را به عنوان عوامل مؤثر بر حاکمیت قانون در مدل لحاظ می‌کنند.

هارتول (۲۰۱۸)، از نرخ بیکاری، صادرات، وفور منابع طبیعی، مهاجرت و چند متغیر مجازی برای تبیین نوع رژیم پولی، وجود جنگ و غیره برای لهستان استفاده می‌کند.

مختاری‌فر و همکاران (۱۴۰۰)، از متغیرهای آزادسازی تجاری، کیفیت مقررات، اندازه دولت، اثربخشی دولت، کنترل فساد، رشد نقدینگی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی استفاده کرده‌اند.

در مطالعه کریمی و شهاب (۱۳۹۹)، از متغیرهای اندازه دولت، تولید ناخالص داخلی، باز بودن اقتصاد، هزینه‌های جاری دولت و تورم استفاده شده است.

در پژوهش حاضر، بعد از بررسی مطالعات مرتبط در این حوزه، از متغیرهای توضیحی، درآمدهای نفتی دولت (درصدی از تولید ناخالص داخلی)[4] (OIL RENT) به‌علت اهمیت نفت در کشورهای مورد بررسی، رشد اقتصادی (GDP GROWTH) نماینده‌ای برای توسعه اجتماعی و اقتصادی، باز بودن تجاری[5] (OPEN)، رشد جمعیت شهرنشین[6] (URBAN)، کیفیت مقررات (REGULATORY QUALITY) و وفور منابع طبیعی (RA) به‌عنوان متغیرهای توضیحی لحاظ گردید که دو مدل به‌صورت روابط (۴) و (۵) برآورد می‌گردد:

1. Rule of Low
2. Broad money growth (annual %)
3. Møller *et al.* (2014).
4. Oil rents (% of GDP)
5. Trade (Sum of imports and exports) (% of GDP)
6. Urbanization growth rate

مدل‌های نهایی تخمین:

$$RULE_t = \alpha_0 + \beta_1 M_t + \beta_2 OILR_t + \beta_3 GDP_t + \beta_4 OPEN_t + \beta_5 URBAN_t + \beta_6 REG_t + \beta_7 RA_t + (\theta_1 M_t + \theta_2 OILR_t + \theta_3 GDP_t + \theta_4 OPEN_t + \theta_5 URBAN_t + \theta_6 REG_t + \theta_7 RA_t) F(S_t, \gamma, c) + u_t \quad \{ \quad t = 1, \dots, T \} \qquad (۴)$$

$$M_t = \alpha_0 + \beta_1 RULE_t + \beta_2 OILR_t + \beta_3 GDP_t + \beta_4 OPEN_t + \beta_5 URBAN_t + \beta_6 REG_t + \beta_7 RA_t + (\theta_1 RULE_t + \theta_2 OILR_t + \theta_3 GDP_t + \theta_4 OPEN_t + \theta_5 URBAN_t + \theta_6 REG_t + \theta_7 RA_t) F(S_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۵)$$

که در آن، تابع گذار F برابر است با:

$$F(\gamma, s_t, c) = (1 + WI\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}, \quad \gamma > 0 \qquad (۶)$$

در مدل اول، تأثیر خلق پول (حجم نقدینگی) (M) بر حاکمیت قانون (RULE) با در نظر گرفتن متغیرهای توضیحی و در مدل دوم، تأثیر حاکمیت قانون بر خلق پول (حجم نقدینگی) با در نظر گرفتن متغیرهای توضیحی، بررسی می‌شود.

برای اندازه‌گیری شاخص‌های حاکمیت قانون و کیفیت مقررات در این مطالعه، از صدک رتبه که معیاری بین ۰ تا ۱۰۰ است و هر چه رتبه کشورها به سمت ۱۰۰ نزدیک‌تر شود، نشان از بهبود شاخص حاکمیت قانون و کیفیت مقررات دارد، استفاده می‌گردد.

برای فراوانی منابع طبیعی[1]، از جمع کل تولید منابع طبیعی (نفت، گاز طبیعی، زغال سنگ، مواد معدنی و جنگل)، به شکل درصدی از تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود (ردموند و همکاران[2]، ۲۰۲۰).

جامعه آماری مطالعه حاضر شامل اقتصادهای دارنده ذخایر نفتی شامل عربستان سعودی، ایران، کویت، امارات متحده عربی، روسیه، نیجریه، قزاقستان، قطر، الجزایر، اکوادور، ونزوئلا، جمهوری آذربایجان، عمان و سودان برای دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۲ است. داده‌های مربوط به شاخص حاکمیتی کشورها از سایت شفافیت بین‌المللی[3] و سایر داده‌ها از پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI)[4] استخراج شده است.

۴. نتایج تجربی پژوهش

۴-۱. بررسی آماره‌های توصیفی مطالعه

در جدول (۱)، میانگین شاخص کشورهای مورد مطالعه در سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ مشخص شده است. بر اساس رتبه‌بندی سایت شفافیت بین‌المللی، هر چه رتبه کشورها به سمت ۱۰۰ نزدیک‌تر شود، نشان از بهبود شاخص حاکمیت قانون و کیفیت مقررات دارد. مطابق نتایج جدول (۱)، میانگین

1. Total natural resources rents (% of GDP)
2. Redmond *et al*. (2020).
3. Transparency International
4. World Development Indicator (WDI)

شاخص حاکمیت قانون و کیفیت مقررات برای کشورهای مورد مطالعه، به ترتیب، برابر با ۳۵/۵ و ۳۶/۸۶ و حداکثر این مقدار برابر با ۸۲/۶۹ و ۸۳/۸۱ برای کشور قطر و حداقل آنها برابر با ۰ و ۲/۸۷ برای کشور ونزوئلا می‌باشد. میانگین درآمدهای نفتی دولت به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی برابر با ۲۱/۵۷، حداکثر این مقدار برابر با ۵۸/۱۸ برای کشور کویت و حداقل این مقدار برابر با ۱/۴ برای کشور سودان می‌باشد. وجود منابع نفتی در دست دولت‌ها هم نیاز آنها به مالیات را کاهش داده و هم آنها را به مرجع توزیع رانت‌ها و درآمدهای نفتی تبدیل کرده است. این امر باعث شده که همواره نسبت دولت و بقیه، نسبت اعطا کننده و گیرنده مواهب باشد و نوعی حس قدرت و نگاه بالا به پایین در دولت‌ها شکل بگیرد.

متعاقباً، مدعی بودن جای پاسخگویی دولت‌ها را گرفته است (کاهش کیفیت مقررات و حاکمیت قانون که میانگین این دو شاخص مطابق جدول (۱) برای کشورهای نفتی گویای این مطلب است). وجود منابع نفتی در اختیار دولت، زمینه حضور دولت در لایه‌های اجرایی و عرضه بازار کالاها و خدمات مختلف مانند سلامت، آموزش و ... را فراهم کرده است. این امر باعث شده که گرچه اندازه و گستره دولت بزرگ شده، اما توان سیاست‌گذاری و تنظیم‌گری و کیفیت مقررات دولت به‌شدت کاهش یافته است. در حالت کلی، اگر الگوی حکمرانی در کشورها به گونه‌ای باشد که بتوانند درآمدهای ناشی از این منابع را به صورت بین نسلی مدیریت کنند، منجر به توسعه اقتصاد خواهد شد، اما اگر این منابع، الگوی حکمرانی را متأثر کنند، خود مانعی بر سر راه پیشرفت کشور می‌شوند و از آن می‌توان به‌عنوان نفرین منابع یاد کرد.

همچنین میانگین نرخ رشد شهرنشینی برای کشورهای مورد مطالعه برابر با ۳/۱۵، حداکثر این مقدار برابر با ۱۷/۷۶ برای کشور قطر و حداقل این مقدار برابر با ۱/۷۳- برای کشور ونزوئلا است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

گروه کشورها	RULE	M	OILR	REG	GDPg	OPEN	RA	URBAN
میانگین	۳۵/۵۰۴۸	۲۰/۱۹۱۲	۲۱/۵۷۲۴	۳۶/۸۶۵۲	۳/۹۴۹۵	۷۱/۱۴۸۵	۲۴/۲۱۳۹	۳/۱۵۶۹
بیشینه	۸۲/۶۹۲۳	۱۱۱/۸۲۶۳	۵۸/۱۸۶۲	۸۳/۸۱۱۲	۳۴/۵۰۰۰	۱۷۶/۷۴۷۶	۵۸/۹۱۹۸	۱۷/۷۶۳۸
کمینه	۰/۰۰۰۰	-۲۰/۰۱۰۲	۱/۴۰۳۷	۲/۸۷۰۸	-۱۷/۰۰۴۷	۰/۷۸۴۶	۳/۷۱۵۲	-۱/۷۴۰۰

منبع: سایت شفافیت بین‌المللی (۲۰۲۱) و سایت (WDI, 2021)

۴-۲. آزمون خطی بودن، انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل

بعد از بررسی پایایی متغیرها[۱]، برای تخمین مدل رگرسیون انتقال ملایم، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی (PSTR) آزمون می‌شود. براساس نتایج جدول (۲)، تمامی

۱. در مطالعه حاضر برای بررسی پایایی متغیرها، از آزمون لوین، لین و چو استفاده شد که همه متغیرهای مطالعه در سطح پایا می‌باشند.

آماره‌های ضریب لاگرانژ والد، فیشر و نسبت درست‌نمایی برای یک و دو حد آستانه‌ای، نشان می‌دهد که رابطه غیرخطی بین متغیرهای مطالعه، از یک مدل غیرخطی تبعیت می‌نماید.

جدول ۲: نتایج آزمون فرضیه خطی بودن مدل PSTR

فرض صفر	آمارۀ F	سطح معنی‌داری
M1=M2=M3=M4=0	۳/۶۳۶	۰/۰۰۰
M1=M2=M3=0	۲/۹۸۶	۰/۰۱۲
M1=M2=0	۲/۷۸۹	۰/۰۳۵
M1=0	۲/۶۳۵	۰/۰۶۵۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به‌منظور انتخاب متغیر انتقال، تمامی متغیرهای موجود در مدل، آزمون می‌شوند. از میان متغیرهای آزمون شده، هر متغیری که با احتمال بیشتری فرضیه صفر خطی بودن را رد کند، به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب خواهد شد. مطابق نتایج جدول (۳)، متغیر انتقال در مدل برآورد شده، درآمد نفتی بوده و فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن مدل، رد شده و مدل (PSTR) مرتبه اول، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۳: انتخاب متغیر انتقال و نوع مدل

گروه کشور	مدل پیشنهادی	آماره۲F	آماره ۳F	آماره ۴F	آماره F	متغیر
کشورهای منتخب نفتی	PSTR	۰/۹۸۶۵	۰/۸۷۹۶	۰/۷۸۹۶	۰/۶۳۶۹	OILR (t)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۳. نتایج تخمین مدل

همان‌طور که در مقدمه و مبانی نظری مطرح شد، در مطالعه حاضر، دو دیدگاه مورد بررسی قرار گرفت. در دیدگاه اول، پول در بستری از قوانین و مقررات خلق می‌شود. درنتیجه، این قوانین هستند که تعیین می‌کنند، پول چه میزان خلق شود و منافع آن به چه گروهی تعلق گیرد. این دیدگاه، علت خلق گستردۀ پول را از یک طرف، اختیارات قانونی دولت یا بانک مرکزی در خلق پول و عدم وجود قوانین برای کنترل آنها (ضعف قوانین) و از طرف دیگر، عدم تابعیت مجریان از قوانین (ضعف حاکمیت قانون) بیان می‌کند. آنچه این دیدگاه پیشنهاد می‌کند، عمل و اختیارات مقامات پولی (بانک مرکزی) بر حسب قاعده است.

درمقابل دیدگاه فوق، دیدگاه دوم قرار دارد که بیان می‌کند، خلق پول و منافع حاصل از آن، عاملی است که از کانال‌های مختلف، حاکمیت قانون را دستخوش تغییرات کرده و بر آن اثر می‌گذارد. در این دیدگاه، علتِ ضعف حاکمیت قانون، خلق پول و منافع ناشی از آن است.

بر اساس نتایج مدل PSTR، متغیر انتقال، درآمد نفتی بوده و تابع خلق پول و حاکمیت قانون از طریق شاخص‌های رشد اقتصادی، باز بودن تجاری، نرخ رشد شهرنشینی، کیفیت مقررات و وفور منابع طبیعی، مدل‌سازی شده است. نتایج برآورد قسمت خطی مدل (رژیم اول)، نشان می‌دهد که متغیر حجم نقدینگی، رابطه منفی با شاخص حاکمیت قانون در گروه کشورهای نفتی دارد و یک واحد افزایش در حجم نقدینگی، به کاهش ۰/۰۲۲ واحدی حاکمیت قانون منجر شده، و همچنین متغیرهای درآمدهای نفتی و وفور منابع نیز کاهش حاکمیت قانون در این کشورها را درپی داشته است.

در مدل دوم نیز که نقدینگی به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود، بر اساس نتایج بخش خطی، به ازای یک واحد افزایش در درآمدهای نفتی، رشد اقتصادی، آزادی تجاری، وفور منابع و رشد شهرنشینی، به ترتیب، خلق پول به اندازه ۰/۱، ۰/۰۹، ۰/۰۲، ۰/۰۲ و ۰/۰۰۲ واحد افزایش می‌یابد.

قسمت خطی، مؤید رابطه یک طرفه علیت از خلق پول به حاکمیت قانون است، چراکه در مدلی که حاکمیت قانون، متغیر وابسته است، ضریب حجم نقدینگی معنی‌دار بوده اما در مدلی که حجم نقدینگی، متغیر وابسته است، ضریب حاکمیت قانون معنی‌دار نیست. با توجه به تأیید غیرخطی بودن مدل توسط آزمون (LM)، تحلیل این بخش مدل، دارای اعتبار بیشتری است. نتایج برآورد قسمت غیرخطی مدل (رژیم دوم) نیز نشان از وجود رابطه منفی متغیرهای خلق پول و حاکمیت قانون با یکدیگر دارد؛ به‌طوری‌که به ازای یک واحد افزایش در خلق پول، حاکمیت قانون ۰/۳۵ واحد کاهش و به ازای یک واحد افزایش در حاکمیت قانون، خلق پول ۰/۱۳ واحد کاهش می‌یابد. همچنین به ازای یک واحد افزایش در درآمدهای نفتی، خلق پول ۰/۲ واحد افزایش و حاکمیت قانون ۰/۱۹ واحد کاهش می‌یابد.

تبدیل ارز حاصل از صادرات نفت به پول ملی هرکشور و افزایش پایه پولی، از عوامل مؤثر در حجم نقدینگی بوده است. برخی معتقدند که ضعف‌های ساختاری و نهادینه کشورهای نفتی و شاخص‌های حاکمیتی، موانعی برای استفاده مناسب از ظرفیت بانک‌ها و همچنین پتانسیل درآمدهای نفتی ایجاد و بعضاً رانت‌های نفتی، آن ضعف‌ها را تشدید کرده، لیکن یافته‌های پژوهش حاضر، نشان می‌دهد که منافع حاصل از خلق پول، نقش بسیار مهمی در ایجاد ساختارها داشته است.

گروهی معتقدند که با کوشش جهت جبرانِ ضعف‌های ساختاری و اتخاذ سیاست‌های مناسب، می‌توان اثر مثبت نفت و در نتیجه، رشد حجم پول و نقدینگی را بر اقتصاد کشورهای نفتی تقویت کرد؛ ولی عده‌ای، مشکل اصلی را وجود منافع ناشی از خلق پول دانسته و آن را عامل ضعف در شاخص‌های حاکمیتی می‌دانند. به نظر آنها منافع ناشی از خلق پول، نیروهای مولد کشورهای نفتی را از تلاش لازم برای توسعه صنعتی بازداشته است.

مطابق نتایج بخش غیرخطی مدل، شاخص خلق پول و حاکمیت قانون، رابطه دوسویه با یکدیگر دارند، هرچند که در بخش خطی مدل، این اثر یک‌سویه و از سمت خلق پول بر حاکمیت قانون

می‌باشد؛ به‌طوری‌که خلق پول، علاوه بر انحراف اقتصادی اولیه و عواقب ناخوشایند آن، شالودهٔ اخلاق و حقوق مالکیت که در بنیان هر اقتصاد آزاد نهفته است را فلج می‌کند.

افزایش حجم پول، منجر به توزیع مجدد ثروت و تحریف نظام اقتصادی شده است و این روند به معنی مصادرهٔ اموال از همهٔ مالکان قانونی جامعه است. به طور کلی، خلق پول ساختار مالکیت و تضمین قراردادها را از روند بازار آزاد خارج کرده و دست دولت‌ها را برای دخالت بیشتر در اقتصاد و اعمال نفوذ در اختیارات مقامات پولی برای خلق پول باز کرده، حاکمیت قانون را تضعیف می‌نماید که نتایج پژوهش حاضر در بخش خطی، مؤید این دیدگاه است.

از طرفی، حجم تجارت به افزایش خلق پول در این گروه کشورها منجر شده است. درآمدهای ارزی، این امکان را به دولت‌ها داده که نرخ ارز را مستقل از عملکرد طبیعی اقتصاد پایین نگهدارند و ارزش پول ملی را به‌صورتی تصنعی و موقت (تا هنگام رها شدن فنر ارزی) و نه به‌صورت بنیادی (و از طریق بهبود عملکرد در بازارهای پول، محصول و سرمایه) حفظ کرده و یا افزایش دهند. این امر، به نفع واردات و به ضرر صادرات عمل کرده و به پیدایش رکود در بخش تولید منتهی می‌گردد.

در مطالعه حاضر، از حجم تجارت (مجموع صادرات و واردات به‌صورت درصدی از GDP) استفاده شده[۱]، و استفاده از این شاخص و ضریب به‌دست آمده، این معنی را دارد که واردات در ترکیب تجارت بین‌الملل کشورهای مورد بررسی، سهم بیشتری نسبت به صادرات داشته است. کاهش یا پایین نگهداشتن تصنعی نرخ ارز، معادل جریمه کردن صادرکنندگان و بنگاه‌های صادراتی و اعطای مشوق به واردکنندگان و مصرف‌کنندگان کالاهای وارداتی بوده، که نتیجه آن در بلندمدت، رکود بخش تولید و وابستگی بالای کشور به کالاهای وارداتی شده است.

علاوه بر آن، وقوع دوره‌ای شوک‌های نفتی، صدمات جبران‌ناپذیری، هم به بنگاه‌ها و هم به خانوارها با رشد نقدینگی‌های سرگردان وارد می‌کند. درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت، از کانال بیماری هلندی، باعث لطمه به تولید، صادرات و رشد حجم پول می‌شوند. آثار منفی بیماری هلندی به این دلیل ایجاد می‌شود که پول حاصل از صادرات نفت و گاز، به طور مستقیم به اقتصاد تزریق می‌گردد. پول‌های وارد شده، به مرور باعث ایجاد تورم و نقدینگی سرگردان می‌شوند. دولت برای مهار تورم، نمی‌گذارد قیمت کالای‌های مصرفی افزایش یابد و از این رو، مجبور به ارائه سیاست‌های تشویقی واردات می‌شود و لذا بسیاری از فعالان اقتصادی حوزه صنعت و تولید، از بازار کنار می‌کشند و نقدینگی وارد بخش‌های غیرتولیدی می‌شود که نتیجه آن تورم می‌باشد[۲].

---

۱. بررسی حجم واردات و صادرات کشورهای نفتی در این مطالعه، نشان می‌دهد که باتوجه به وابستگی کشورهای دارنده منابع نفتی به تک محصول صادراتی نفت، واردات در ترکیب تجارت بین‌الملل کشورهای مورد بررسی، سهم بیشتری نسبت به صادرات را به خود اختصاص می‌دهد.

۲. نتایج این بخش، با نتایج مطالعات مختاری‌فر و همکاران (۱۴۰۰) و کریمی و شهاب (۱۳۹۹) همسو می‌باشد.

همچنین مطابق نتایج، رشد جمعیت شهرنشین رابطه مثبت با خلق پول دارد. رشد جمعیت می‌تواند هم به‌عنوان فرصت و هم تهدید مطرح باشد. جمعیت دارای رفاه و توانمند، برای هر کشور فرصت است، در غیر این صورت، افزایش جمعیت می‌تواند به هر کشوری آسیب برساند. جمعیت ماهر و مطلع می‌تواند به‌طور کامل‌تری به جامعه کمک کند؛ ولی ازدیاد جمعیت و تجمع آن در نقاط محدودی از جغرافیای کشورها، منجر به افزایش رشد نقدینگی سرگردان می‌شود. در حالت کلی، با رشد جمعیت، شکل سنتی و محلی جامعه تغییر کرده و انتظار جامعه برای استفاده از منابع رشد می‌کند و درنتیجه افزایش خلق نقدینگی در جامعه را درپی دارد.

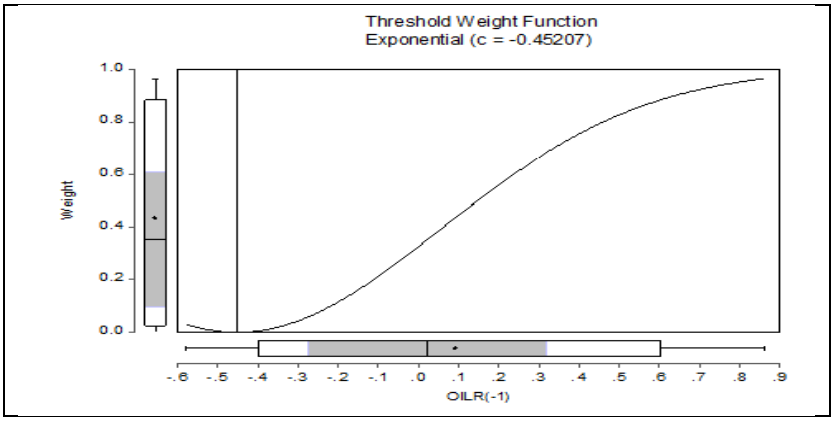
درخصوص کیفیت مقررات نیز می‌توان بیان نمود که در حکومت‌های دموکرات نسبت به حکومت اتوکرات، معیار بیان شده در حاکمیت قانون و خلق پول بیشتر اثرگذار بوده و منجر به بهبود آن می‌شود؛ ولی باتوجه به نوع نظام اتوکراسی در اکثر کشورهای مورد بررسی و پایین بودن کیفیت مقررات مطابق جدول (۳)، میزان اثرگذاری این متغیر بر حاکمیت قانون و خلق پول، در حد پایینی قرار دارد.

جدول ۴: برآورد الگو به‌وسیله مدل PSTR

مدل اول (حاکمیت قانون)		مدل دوم (خلق پول)	
برآورد قسمت خطی مدل			
متغیر	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
CONSTANT	۰/۰۲۹۲۱۲	۰/۰۰۵۵	۰/۴۳۵۲۷۸	۰/۰۰۰۰
RULE	-	-	۰/۰۰۴۶۷۷	۰/۴۶۴۳
M	-۰/۰۲۲۱۶۲	۰/۰۰۵۲	-	-
OILR	-۰/۰۷۴۱۲۹	۰/۰۰۰۰	۰/۱۰۷۷۹۹	۰/۰۰۰۰
REG	۰/۰۰۷۸۷۳	۰/۴۶۰۶	۰/۰۰۲۳۶۱	۰/۷۲۱۸
GDPg	۰/۰۰۳۷۴۸	۰/۵۲۹۹	۰/۰۹۳۵۳۷	۰/۰۰۲۸
OPEN	۰/۰۱۰۴۱۱	۰/۲۲۱۵	۰/۰۲۰۶۸۵	۰/۰۰۰۷
RA	-۰/۰۱۱۹۷۰	۰/۰۵۳۴	۰/۰۲۷۰۹۸	۰/۰۳۴۸
URBAN	۰/۰۰۲۴۳۲	۰/۶۹۰۹	۰/۰۱۱۷۰۹	۰/۰۶۰۰
برآورد قسمت غیرخطی مدل				
CONSTANT	۰/۵۲۹۶۷۹	۰/۰۰۰۰	۰/۵۶۳۰۹۹	۰/۰۰۷۲
RULE	-	-	-۰/۱۳۲۸۳۵	۰/۰۰۰۰
M	-۰/۳۵۰۶۴۰	۰/۰۰۰۰	-	-
OILR	-۰/۱۹۷۸۸۵	۰/۰۲۰۱	۰/۲۰۹۱۲۶	۰/۰۰۸۱
REG	۰/۰۰۱۱۶۱	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۵۷۶۷	۰/۰۰۰۰
GDPg	۰/۰۱۵۹۴۳	۰/۱۰۷۴	۰/۲۴۸۴۳۷	۰/۰۰۰۰
OPEN	۰/۰۵۹۴۵۸	۰/۰۰۰۰	۰/۱۷۸۲۱۰	۰/۰۰۱۸
RA	-۰/۱۴۴۸۸۶	۰/۰۰۰۰	۰/۱۸۶۵۶۰	۰/۰۰۰۹
URBAN	۰/۰۵۸۲۰۶	۰/۱۰۷۱	۰/۰۹۲۷۵۶	۰/۰۳۱۸
(C) حد آستانه‌ای	۴/۳۵۶۳۸۳	۰/۰۸۱۸	۱/۷۵۳۵۷۸	۰/۰۰۰۰
(γ) پارامتر شیب	-۰/۴۵۱۹۲۵	۰/۰۰۱۱	-۰/۴۵۲۰۷۰	۰/۰۱۵۷
ضریب تعدیل‌شده ۰/۸۱= (R^2)		ضریب تعدیل‌شده ۰/۸۳= (R^2)		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقایسه ضرایب در دو رژیم مختلف بر اساس متغیر انتقال و مقادیر آن صورت می‌پذیرد و مقدار متغیر انتقال، می‌تواند تابع انتقال باشد و درنتیجه، رژیم حاکم را تعیین نماید. در تخمین فوق، متغیر انتقال، درآمد نفتی است که مقدار حد آستانه برآورد شده برای این متغیر به شکل نمونه در مدل اول برابر با ۳۵/۴ و در مدل دوم ۷۵/۱ بوده است. بر اساس فاصله درآمد نفتی از این مقدار آستانه، الگو از دو رژیم حدی مختلف تبعیت می‌نماید. با مقایسه ضرایب الگو در دو رژیم مختلف، ملاحظه می‌شود که با عبور درآمد نفتی از حد آستانه (۳۵/۴) و (۷۵/۱) واکنش کشورها و حاکمیت به تغییرات این متغیر، به‌شدت افزایش‌یافته، بدین ترتیب که هر چه درآمد نفتی بیشتر شده است، سیاست‌گذاران در کشورها تلاش کرده‌اند که با عکس‌العمل بیشتر به آن، رشد نقدینگی سرگردان را کنترل نموده و از افزایش آن جلوگیری کنند.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: ارتباط بین تابع انتقال و متغیر انتقال درآمد نفتی

۴-۴. آزمون‌های تشخیصی

جدول ۵: نتایج آزمون خودهمبستگی

آمارهٔ F	Prob	دوربین واتسون
۱/۶۵۸	۰/۵۲	۲/۱۴۷
آمارهٔ F	Prob	بروش- پاگان- گادفری
۱/۳۲۵	۰/۲۸۶۵	۱/۳۱۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول شماره ۵ مشهود است، نتایج آزمون خودهمبستگی دوربین واتسون و آزمون ناهمسانی واریانس بروش- پاگان- گادفری نشان می‌دهد، بین اجزای اخلال همبستگی وجود ندارد و بنابراین، فرض سوم استاندارد کلاسیک مبنی بر عدم خودهمبستگی بین جملات خطا و عدم

وجود ناهمسانی واریانس نقض نمی‌شود. از این رو، تخمین زننده‌ها از ویژگی‌های لازم (حداقل واریانس و کارآیی) برخوردارند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله، به‌منظور برآورد و تبیین رابطه غیرخطی بین خلق پول و حاکمیت قانون، از مدل رویکرد آستانه‌ای پانل و بر اساس داده‌های سال ۲۰۰۲ الی ۲۰۲۰ برای گروه کشورهای دارنده ذخایر نفتی استفاده شد. معنی‌داری نتایج برای بخش غیرخطی، نشان می‌دهد که تقریب خطی نمی‌تواند اثرات غیرخطی متغیرها را به‌صورت رضایت‌بخشی در رژیم‌های مختلف توضیح دهد. به‌عبارت‌دیگر، الگوی سری زمانی غیرخطی با لحاظ کردن تغییرات رژیم و ضرایب متغیر در طول زمان، توانایی بیشتری برای تبیین رابطه غیرخطی بین خلق پول و حاکمیت قانون نسبت به الگوی خطی دارد و پویایی‌های تأثیر متغیرهای مطالعه بر خلق پول و حاکمیت قانون در اقتصاد کشورهای نفتی را به نحو کامل‌تری به تصویر می‌کشد.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، متغیرهای خلق پول و حاکمیت قانون در بخش غیرخطی، با یکدیگر رابطه منفی دارند و نتایج مؤید پذیرش هر دو دیدگاه اول و دوم می‌باشد؛ به‌طوری‌که خلق پول و منافع حاصل از آن، عاملی است که از کانال‌های مختلف، حاکمیت قانون را دستخوش تغییرات کرده و بر آن اثر می‌گذارد. همچنین ضعف در قوانین جامعه در کشورهای نفتی، به رشد خلق پول منجر می‌شود. بنابراین، علت رشد نقدینگی از ضعف در قوانین و میزان حاکمیت قانون کشورها می‌باشد و حاکمیت، بر رشد یا کنترل حجم نقدینگی اثرگذار است.

براساس نتایج به دست آمده، پیشنهاد می‌شود که دولت‌های نفتی با کوچک کردن بدنه خود، فضا را برای سرمایه‌گذاری و تجارت آزاد فراهم سازند و با آزادی تجاری و توسعه بازارهای مالی، درآمد ارزی و نقدینگی‌های سرگردان به‌شکل هدفمند وارد بخش حقیقی اقتصاد گردد.

همچنین پیشنهاد می‌شود، کشورهای نفتی، با اصلاح نظام پولی و بخش بانکداری، حجم نقدینگی خود را مدیریت نموده، و با جلوگیری از انتقال مالکیتی که از طریق خلق پول و تورم ناشی از آن صورت می‌گیرد، از مالکیت خصوصی و حاکمیت قانون دفاع نمایند. این امر، می‌تواند زمینه فعالیت بخش خصوصی را بیش از پیش فراهم آورد. با رونق بخش خصوصی و افزایش رقابت در بخش‌های مختلف اقتصاد و استفاده از سیاست‌های آزادی اقتصادی، پویایی بیشتر اقتصاد تحقق می‌یابد. همچنین نسبت به ساده‌سازی و شفاف‌سازی قوانین، مقررات و دستورالعمل‌های حاکم بر ادارات و مؤسسات دولتی، به طور جدی اقدام شود.

References

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). *Institutions as a Fundamental Cause of Long-Run Growth*. Handbook of Economic Growth, 1: 385-472.

Ahmed, F., Kousar, S., Pervaiz, A., & Shabbir, A. (2022). "Do Institutional Quality and Financial Development Affect Sustainable Economic Growth? Evidence from South Asian Countries". Borsa Istanbul Review, 22(1): 189-196.

Arestis, P., & Bain, K. (1995). "The Independence of Central Banks: A Nonconventional Perspective". J. Econ. issues 29(1): 161-174.

Calderón, C., Duncan, R., & Schmidt-Hebbel, K. (2016). "Do Good Institutions Promote Countercyclical Macroeconomic Policies?". Oxford Bull. Econ. Stat., 78(5): 650-670.

Canova, T.A. (2009). "Financial Market Failure as a Crisis in the Rule of Law: From Market Fundamentalism to a New Keynesian Regulatory Model". Harvard Law Policy Rev., 3(2): 369-396.

Chinoda, T., & Kwenda, F. (2019). "The Impact of Institutional Quality and Governance on Financial Inclusion in Africa: A Two-Step System Generalised Method of Moments Approach". Journal of Economic and Financial Sciences, 12(1): 1-9.

Cukierman, A., Web, S. B., & Neyapti, B. (1992). "Measuring the Independence of Central Banks and its Effect on Policy Outcomes". The World Bank Economic Review, 6(3): 353-398.

Eijffinger, S., & Stadhouders, P. (2003). "Monetary Policy and the Rule of Law". CEPR Discussion Papers, No. 3698.

Fatás, A., & Mihov, I. (2013). "Policy Volatility, Institutions, and Economic Growth". Rev. Econ. Stat., 95(2): 362-376.

Flachaire, E., García-Peñalosa, C., & Konte, M. (2014). "Political Versus Economic Institutions in the Growth Process". Journal of Comparative Economics, 42(1): 212-229.

Hanke, S. (2003). "Money and the Rule of Law in Ecuador". Policy Reform, 6(3): 131-145.

Hartwell, Christopher A. (2018). "The "Hierarchy of Institutions" Reconsidered: Monetary Policy and its Effect on the Rule of Law in Interwar Poland." Explorations in Economic History, 68: 37-70.

Hoff, K., & Stiglitz, J.E. (2004). "After the Big Bang? Obstacles to the Emergence of the Rule of Law in Post-Communist Societies". Am. Econ. Rev., 94(3): 753-763.

Kakar, Aimal Khan, Younas, Muhammad Zeeshan, Malik, & Wasim Shahid. (2020). "The Impact of Institutional Quality on Monetary Policy Response Function: Evidence from Developed and Developing Economies". The Singapore Economic Review, doi: 10.1142.S0217590820500769

Karimi, Mohammad Sharif, and Shahab, Azadeh (2019). "The Effect of Liquidity Volume on Corruption in Selected MENA Countries". Monetary and Financial Economics, 27(19): 165-192. (in Farsi).

Koppl, R. (2006). “Austrian Economics at the Cutting Edge”. Rev. Aust. Econ., 19(4): 231-241.

Koyama, M., & Johnson, B. (2015). “Monetary Stability and the Rule of Law”. J. Financial Stab., 17: 46-58.

Kydland, F., & Prescott, E. (1977). “Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”. J. Political Econ., 85(3): 473-490.

Li, L., Strahan, P. E., & Zhang, S. (2020). “Banks as Lenders of First Resort: Evidence from the COVID-19 Crisis”. The Review of Corporate Finance Studies, 9(3): 472-500.

Mishkin, F.S. (1999). “International Experiences with Different Monetary Policy Regimes”. J. Monetary Econ., 43(3): 579-605.

Mokhtarifar, Delnia, Mohammadzadeh, Yusuf, and Mohseni Zenouzi, Seyyed Jamaluddin. (2020). “The Role of Institutions' Quality in Influencing Liquidity Growth on Economic Growth (PSTR Approach)”. Economic Research, Vol. 6, No. 1, Spring: 111-143 (in Farsi).

Møller, J., & Skaaning, S.E. (2014). *Explaining Cross-National Differences in Adherence to the Rule of Law*. In: Møller, J., Skaaning, S.E. (Eds.), The Rule of Law: Definitions, Measures, Patterns and Causes. Palgrave Macmillan, Basingstoke: 149-172 .

Motahrinejad, Abbas. (2016). The Effect of Money Creation on Income Inequality. Master's thesis. Humanities and Social Sciences Campus of Yazd University (in Farsi).

North, D.C. (1984). “Government and the Cost of Exchange in History”. J. Econ. History, 44(02): 255-264.

Redmond, T., & Nasir, M.A. (2020) Role of Natural Resource Abundance, International Trade and Financial Development of Selected Countries. Resources Policy, 66: 101591. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101591

Safarian, Ruholah, Shahramnia, Amir Masoud, Imam Jumezadeh, Seyed Javad, and Massoudnia, Hossein. (2018). “The Model of Good Governance and Economic Development in Iran and Turkey (2006 to 2017)”. Political and International Approaches, 11(2): 86-111 (in Farsi).

Seyyed Hosseinzadeh Yazdi, Mojtaba, Erfani, Alireza, and Ghaemi-e-asl, Mahdi. (2019). “Sensitivity analysis and ranking of factors affecting Iran's financial Stability in the Framework of Creating a Composite Index”. Journal of Economic Research, 55(1): 57-85 (in Farsi).

Shirzad, Reza i. (1388). “Amartiasen, Development as Freedom (Book Review)”. Journal of Political Science, Karaj Azad University, Winter, No. 9: 269-276. (in Farsi).

Teshkini, Ahmed, and Shafi'i, Afsana. (2004). “Monetary and Financial Variables of Money Neutrality Test”. Commercial Research Quarterly, 35: 152-125 (in Farsi).

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 109-131

Explaining the non-Linear Relationship Between Money Creation and the Rule of Law with a Threshold Approach (PSTR)

Abbas Motaharinejad [1]
Zahra Nasrollahi [2]

Received: 2022-12-11 Accepted: 2023-1-24

Abstract
One tool to achieve macroeconomic goals is to control the volume of liquidity. There are two views on the control of liquidity volume. The first view argues that good governance and commitment to the laws for money creation hinder increasing and uncontrollable volume of money. This view emphasizes the important role of institutions in controlling or growing liquidity. So, one of the reasons for the growth of liquidity is rooted in the laws and the extent of the rule of law of the countries. The second view suggests how the creation of money affects the rule of law and its influence channels. Long-term mismanagement of money has sudden and unpredictable effects and leads to institutional and sometimes fundamental change. The purpose of this article is to explain the non-linear relationship between money creation and the rule of law. For this purpose, the panel model with a threshold approach (PSTR) has been used, based on the data of the countries having oil reserves during 2002-2020. Based on the results, the variables of money creation and rule of law have negative relationships with each other, and the results confirm the acceptance of both views. In other words, the creation of money and its consequences changes and weaken the rule of law through various channels. Also, the weakness of laws in oil countries leads to the growth of money creation. Therefore, one of the causes of the weakness of the rule of law in these areas should be sought in the creation of money and its consequences. Moreover, the growth of liquidity is affected by the weakness of the rule of law in the growth or control of the amount of liquidity.

Introduction:

In the early models of economic growth, the role of saving and investment was emphasized. In the next models, factors such as the growth of knowledge and technology, human skill and business growth were taken into consideration. In the last few decades, the role of non-economic factors such as democracy (Sen, 1999) and institutions (North, 1990; Acemoglu, 2004) on economic growth has been emphasized. Acemoglu et al. (2005) argue that the distribution of resources and the distribution of power have dominant effects on the growth path of countries precisely through their effect on economic institutions such as property rights (Hartwell, 2018). From this point of view, it is political institutions that affect economic variables.

1. Ph.D. student in Economics, Faculty of Management, Economics and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran, E-mail: amotaharia@yahoo.com
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Accounting, Yazd University, Yazd, Iran. (Corresponding Author), E-mail: nasr@yazd.ac.ir

On the other hand, extreme behavior by economic institutions, whether during or in the acceleration of a crisis, may in turn disrupt or determine political institutions and their subsequent paths and quickly change the status quo in a destabilizing manner. Periods of crisis and periods of severe inflation have the ability to impose changes in the distribution of power throughout society, and as a result, change political institutions. Even more "normal" economic disturbances may change bargaining strategies and political coalitions, and transform a country's political institutions (Hartwell, 2018). From this point of view, the economic institution of money will have an effect on political institutions (Money affects political institutions)

Based on this, the present study, while examining the relationship between money creation and the rule of law, and how these two affects each other, seeks to examine two perspectives. The first perspective believes that the rule of law prevents the expansion of the money supply. Therefore, the reason for the growth of liquidity should be investigated in the laws and the extent of rule of law. In other words, the weakness of the rule of law causes the growth of liquidity. Another perspective emphasizes the issue of money creation and its benefits and examines how money creation affects the rule of law and its influence channels. If we look at money as a receipt for production, it means that the people of a nation determine GDP by producing and creating wealth and receive a receipt in the form of money in return for their share in it. Next to this group, there is another group (governments and bankers) who have the power to create money (or those who are given money created by the choice of the government and banks) and when dividing GDP, next to the first group own part of the production. This is the effect of money creation on property rights and consequently on the rule of law.

Methodology:

In this research, the bilateral and non-linear relationship between money creation and the rule of law is investigated among selected oil-abundant countries during 2002-2020 by using the Panel Smooth Transition Regression Models (PSTR).

To investigate the mutual effects of rule of law and money creation, two models were considered. In the first model, the rule of law index was considered as a dependent variable, and in the second model, broad money growth (annual %) was considered as a dependent variable. Control variables according to previous studies include oil rents (% of GDP), economic growth (GDP growth), trade openness, urban population growth, quality of regulations and abundance of natural resources.

Results and Discussion:

The linear part confirms the negative and one-way causality relationship from money creation to the rule of law. The estimation results of the non-linear part of the model confirm the existence of a negative relationship between money creation and the rule of law, and confirm the bilateral causality relationship between the two. In other words, the results show that the creation of money is a

factor to weaken the rule of law and the weakness of the rule of law has also caused the growth of liquidity.

Conclusion:

The results confirm the existence of a negative relationship between money creation and the rule of law, as well as the bilateral causality between these two variables. In other words, the results show that the creation of money and its benefits change and affect the rule of law through various channels. Also, the weakness of rule of law in oil countries leads to the growth of money creation. Based on the results, it is suggested that the oil governments provide space for investment and free trade by shrinking their bodies, and with commercial freedom and the development of financial markets, and by directing foreign exchange income and stray liquidity to the real sector of the economy in a targeted manner. It is also suggested that the oil countries manage their liquidity by reforming the monetary system and the banking sector, and defend private property and the rule of law by preventing the transfer of ownership that occurs through money creation and inflation. This can provide more opportunities for the private sector. The prosperity of the private sector and the increase of competition in different economic sectors and the use of economic freedom policies lead to more dynamism of the economy.

Keywords: Money Creation, Rule of Law, Quality of Regulations, Panel Threshold Approach Model
JEL Classification: E43, G21, O23

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهار، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱۵۴-۱۳۳

ارزیابی سرریز تلاطم ناشی از اپیدمی کووید ۱۹ بر بازده سهام ایران و چند کشور منتخب

نوشین باقری زمانی[۱]
هوشنگ شجری[۲]
مرتضی سامتی[۳]
زهرا زمانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۴ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۱۱/۲۱

چکیده

بازده بازار سهام متأثر از عوامل متعددی می باشد که برخی از این عوامل، اقتصادی نیستند ولی به شدت بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار می دهند. اپیدمی کووید۱۹ نیز از جمله این عوامل است که اقتصاد جهانی بویژه بازارهای مالی را به شدت تحت تأثیر قرار داده است. لذا با توجه به اهمیت این اپیدمی بر بازار سهام، مطالعه حاضر به ارزیابی اثرات بحران اپیدمی کووید ۱۹بر شاخص بازده سهام بازارهای مالی کشورهای چین، آمریکا و فرانسه، و بررسی اثرات سرریز آن بر ایران می‌پردازد. لذا به منظور بررسی سرایت تلاطم و جهت سرریزی از کشورهای مذکور به ایران، از داده های هفتگی شاخص بازده سهام در سایت های بورس ایران و بورس کشورهای خارجی طی دوره قبل از اپیدمی کووید ۱۹(ژانویه ۲۰۱۸ تا دسامبر ۲۰۱۹) و دوره بعد از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۱)، و نیز جهت بررسی همبستگی شرطی، از نرم‌افزار Oxmetrics و جهت سنجش ایستایی و همبستگی غیر شرطی از نرم‌افزار SPSS استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که در کشورهای چین، آمریکا و فرانسه، رشد شاخص بازده سهام در طی مدت زمان چهار ساله (۲۰۲۱-۲۰۱۸) افزایشی، ولی شاخص بازده سهام ایران کاهشی بوده است. رشد بازده سهام کشور چین در طی این مدت، از سایر کشورهای مورد مطالعه بیشتر بوده است. همچنین شاخص بازده سهام تمام کشورهای مورد مطالعه در هنگام وقوع کووید ۱۹، با کاهش بازده سهام مواجه شده اند.

واژگان کلیدی: اپیدمی کووید ۱۹، شاخص بازده سهام، بازارهای مالی، همبستگی شرطی ثابت، همبستگی شرطی پویا
طبقه بندی JEL: G_1 ،G_0

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران No.bagheri2014@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران (نویسنده مسؤول) Shajari77@gmail.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران Sameti@ase.ui.ac.ir
۴. پژوهشگر پسادکتری گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران Z_zamani85@yahoo.com

۱. مقدمه

شیوع بیماری های همه گیر از سالیان دور جوامع بشری را تحت تأثیر قرار داده، از جمله بیماری وبا یا نوع خاصی از آنفولانزا و همچنین بیماری سارس[1] که در سال ۲۰۰۳ در چین اتفاق افتاد، به بازارهای مالی لطمه های زیادی وارد نموده است. ویروس کووید ۲۱۹[2] (ویروس کرونا[3]) نیز در اواخر دسامبر ۲۰۱۹ در شهر ووهان[4] چین آشکار گردید و در ۱۲ مارس ۲۰۲۰ به عنوان یک اپیدمی توسط سازمان بهداشت جهانی[5] به تعداد زیادی از کشورها اعلام شد.

اپیدمی کووید ۱۹ نه تنها سلامت انسان ها را در معرض خطر قرار داده بود بلکه توسط عوامل مختلفی از جمله اعمال محدودیت در سفر، تعطیلی بنگاه ها و کارخانه ها که کاهش شدید فعالیت های بخش خدمات را به همراه داشته، توانسته است اقتصاد بسیاری از کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. به بیان دیگر موارد ذکر شده، از جمله کانال های مستقیم اثرگذاری این اپیدمی بر اقتصاد بوده است (بن، هق و پین[6]، ۲۰۲۰).

بازارهای مالی در یک اقتصاد بسته از جمله ایران، شرایط متفاوتی را نسبت به دیگر بازارهای مالی مهم جهان تجربه می کنند. در دوره قبل از کووید ۱۹ با خروج آمریکا از برجام و بازگشت مجدد تحریم ها صادرات نفتی و درآمد دولت کاهش یافته است. در این شرایط، دولت به منظور جبران کسری بودجه با واگذاری سهام خود در شرکت های دولتی و حمایت مستقیم دولت از بازار بورس اوراق بهادار و همچنین تشویق مردم به این بازار، به صعود بازار بورس ایران منجر شده است (شیرزادی، ۱۴۰۱)؛ اما در سال های اخیر، به علت وجود تحریم های شدید و گسترده بر اقتصاد ایران از سوی ایالات متحده و دیگر ارگان های خارجی، اقتصاد کشور، فشارهای زیادی را تحمل کرده است. انتظارات تورمی بالا، بیکاری گسترده، عمیق شدن رکود اقتصادی و همچنین کاهش ارزش پول ملی، تشدید هر چه بیشتر وضعیت ناپایدار اقتصاد را در پی داشته است.

در سال ۱۳۹۹ تشویق سیاست گذاران به سرمایه گذاری در بازار سهام، به هجوم ناگهانی تقاضای سرمایه گذاران خرد منجر گردید که این امر، افزایش ناگهانی شاخص کل بازار را به همراه آورد و به تشدید وضعیت ناپایدار بازار، دامن زد که به دنبال آن در مرداد ۱۳۹۹، بازار سهام ایران سقوط نمود. در این شرایط، نوسانات شدید بازار، همچنین ترس و نگرانی سرمایه گذاران از افزایش تعداد مبتلایان و مرگ و میر ناشی از شیوع ویروس کرونا، منجر به سر درگمی و عدم اطمینان بیشتر در بین سرمایه گذاران گردید (صمدی و همکاران[7]، ۲۰۲۰). بنابراین اپیدمی ویروس کرونا، بحران بهداشتی را به یک

1. Sars Virus
2 .Covid 19
3 .Corona Virus
4 .Wuhan
5 .World Health Organization
6 . Boone& hough & pin (2020).
7 . Samadi *et al*. (2020).

بحران اقتصادی تبدیل نموده، و از طرف دیگر، گسترش کووید ۱۹ زمینه‌ای را جهت بررسی تأثیرات شیوع آن بر بازارهای بورس سهام در زمان رخداد بحران، فراهم آورده است.

در این پژوهش، شاخص کل بازار سهام ایران (تهران)، شاخص کل بازار سهام بورس شانگهای چین (SSEC[1])، شاخص بازار سهام فرانسه (CAC40[2]) و شاخص بازار سهام آمریکا (S&P500[3]) انتخاب شده است. آمریکا بزرگ ترین و پرقدرت ترین اقتصاد جهان می باشد و شاخص S&P500 آمریکا ۵۰۰ سهام برتر در بازار بورس نیویورک[4] و نزدک[5] را دربر می گیرد، که این شاخص به دلیل قدرت اثرگذاری زیاد آن بر سایر بازارهای سهام انتخاب شده است. چین پرسرعت‌ترین اقتصاد بزرگ دنیا و در زمینهٔ بورس، کشور نوظهوری می باشد. از آنجایی که چین شریک تجاری ایران محسوب می شود لذا گسترش روابط تجاری متقابل بین ایران و چین، می تواند در کاهش بحران های سیاسی و منطقه ای نقش مهمی داشته باشد (نجاتی، ۱۴۰۱:۹۰).

شاخص کَک ۴۰، یکی از شاخص های اصلی گروه بورس اوراق بهادار یورونکست می باشد. از آنجایی که فرانسه، یکی از بزرگترین سرمایه‌گذاران خارجی در ایران بعد از دهه ۶۰ بوده است لذا به عنوان نماینده اروپا انتخاب شده است. همچنین از شاخص کَک ۴۰ یا کَک کَران[6] به عنوان معیار شاخص سهام در بازار بورس فرانسه استفاده شده است. این شاخص نشان دهنده میزان ارزش بازار سرمایه ۴۰ شرکت اول از میان ۱۰۰ شرکت دارای بالاترین میزان ارزش بازار می باشد، که سهام آنها، در بازار بورس فرانسه (یورونکست پاریس) معامله می شود.

از این رو، پژوهش حاضر به ارزیابی اثرات سرریز اپیدمی کووید ۱۹ بر شاخص بازده سهام بازارهای مالی کشورهای چین، آمریکا، فرانسه و به بررسی ارتباط متقابل کشورهای مذکور با ایران می پردازد که این کار با استفاده از داده های هفتگی بازده سهام سایت کشور ایران[7] و کشورهای خارجی[8] طی دوره قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۱۸ تا دسامبر ۲۰۱۹) و بعد از شیوع اپیدمی (ژانویه ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۱) و با استفاده از مدل های (DCC- GARCH[9]) و (CCC-GARCH[10]) پرداخته است.

ساختار مقاله بدین صورت است که پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده در این زمینه ارائه، و بخش سوم به معرفی مدل پرداخته شده است. بخش چهارم

1. Shanghai Stock Exchange
2. Cotation Assistée en Contin
3. Standard and Poor's index
4 . New York
5 . Nasdaq
6 . CAC quarante
7 . Rahavard.com
8 . Investing.com
9 . Dynamic Conditional Correlation- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
10. Constant Conditional Correlation- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

داده ها و نتایج تجربی بررسی، و در بخش بعدی، خلاصه نتایج و یافته های تحقیق و در پایان، نتیجه گیری کلی ملاحظه می شود.

۲. پیشینه پژوهش و مبانی نظری

تأثیر اپیدمی کووید ۱۹ بر بازار سهام

اتفاقات بزرگ منجر به ایجاد تغییراتی در بازارهای سهام شده اند. در پژوهش های متعددی، حوادث اثرگذار بر بازار سهام، بررسی و ارائه شده است. از جمله رخدادهای طبیعی (کوالسکی[1]، ۲۰۲۰)، فعالیت های ورزشی (بوهاگیار[2]، ۲۰۰۶) و حوادث سیاسی (شانایو[3]، ۲۰۱۹)، نمونه ای از مهم ترین رخدادهای اثرگذار بر شاخص بازده سهام می باشند که مورد تحلیل قرار گرفته اند. همچنین شیوع بیماری های همه گیر از جمله گسترش بیماری سارس[4] (چن[5] ۲۰۰۹) و بیماری ابولا[6] (ایچو[7]، ۲۰۱۸) نیز می تواند بر شاخص بازده سهام بازارهای مالی اثرگذار باشد. به بیان دیگر، کووید ۱۹ نیز می تواند بر سرمایه گذاری و فضای تجاری تأثیر گذارد.

در برخی کشورها مانند ایالات متحدهٔ آمریکا، به دنبال اپیدمی کووید ۱۹، سیاست نرخ بهره صفر و دسترسی آسان به منابع مالی لحاظ شد که می توانست به کاهش درآمدهای شبکه بانکی و افزایش نقدینگی منجر شود (ژانگ[8] ، ۲۰۲۰). اغلب شرکت های بورسی با تغییر در سود خالص و به دنبال آن، تغییر در نسبت های مالی شرکت ها، جذابیت سهام برای خرید را تحت تأثیر قرار داده، که این امر می تواند موجب تغییر در رفتار سرمایه گذاران شود (فرناندز[9]، ۲۰۲۰). لذا شیوع اپیدمی کووید ۱۹ و همچنین سیاست های حمایتی دولت ها می توانند تغییر عملکرد در بازار سهام را در پی داشته باشند.

بنا به آنچه ذکر شد، بازارهای مالی، معاملات سهام و سایر دارایی ها، تحت تأثیر اپیدمی کووید ۱۹ قرار گرفتند. لذا سنجش دقیق سرریز تلاطم ناشی از اپیدمی بیماری ها یکی از مهم ترین موضوعات حوزه مالی است که با توسعه مدل های آرچ و گارچ، به ایجاد نسل جدیدی از مد ل ها با توانایی کاراتر نوسانات شرطی متغیر با زمان در سری های زمانی مالی و اقتصادی منتهی شده است.

پیشینه پژوهش

مهدی پور (۱۴۰۰)، در مقاله ای اثرات اپیدمی کووید ۱۹ را بر بازار سرمایه سنجید و نتیجه گرفت که اثرپذیری بازار در آغاز بحران اپیدمی کووید ۱۹ نسبت به دوره های پایانی بیشتر بوده است.

1. Kowalewski (2020).
2. Buhagiar (2006).
3. Shanaev (2019).
4. Sars Virus
5. Chen (2009).
6. Ebola
7. Ichev (2018).
8. Zhang (2020).
9. Fernandz (2020).

امام وردی (۱۳۹۸)، در مقاله ای به بررسی اثر بحران های مالی بر انتقال تلاطم و سرایت نوسانات در بین بازارهای مالی در کشورهای توسعه یافته، ایران و نوظهور طی سال های ۲۰۱۷-۲۰۰۳ در قالب روزانه پرداخت. نتایج نشان داد که انتقال تکانه ها و سرریز نوسانات میان بازارهای بورس درکشورهای توسعه یافته و نوظهور بر ایران، به صورت یک طرفه می باشد.

صانعی فر و همکاران (۱۳۹۹)، در مقاله ای تأثیر ویروس کرونا را بر بازار سهام ۷۵ کشور با کمک شبکه های پیچیده بازارهای بورس سهام در دوران قبل و بعد از شیوع ویروس کرونا مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که این ویروس باعث سقوط بیش از ۹۰ درصد بازارهای بورس شده است.

طهرانی و همکاران (۱۴۰۰)، سرریز نوسانات پرتکرار بازده سهام و قیمت نفت را در بازارهای سهام جهانی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشانگر آن بود که در هنگام وقوع نوسانات، سرریز شاخص بازار با روند افزایشی مواجه می شود و به بالاترین مقدار خود می رسد.

فیلیپس[1] و همکاران (۲۰۱۱)، با بهره گیری از مدل همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)، به بررسی همبستگی میان بازارهای سهام در کشورهای کانادا، مکزیک و برزیل (صادر کننده) و آمریکا، آلمان و هلند (وارد کننده) پرداختند. آنها به این نتیجه پی بردند که شوک‌های تقاضا، رابطهٔ میان بازارها را نمی‌تواند تحت تأثیر قرار دهد.

کراناسوس[2] و همکاران (۲۰۱۶)، با استفاده از الگوی فیاپارچ و با به کارگیری داده های شاخص سهام ۸ کشور توسعه یافته، به بررسی همبستگی شرطی پویا (DCC- GARCH) میان این بازارها پرداختند. نتایج نشانگر آن بود که همبستگی های پویای بازار سهام در دوره وقوع بحران و بعد از آن افزایش می یابد که این امر، نشان دهنده اثر سرایتی بالا میان بازارها بعد از وقوع شکست بحران است که بیانگر رفتار گله ای سرمایه گذاران می باشد.

نعیمه[3] (۲۰۱۲)، به بررسی ارتباطات بین بازارهای سهام کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا با بازارهای مالی توسعه یافته تر پرداخت. در این مطالعه با کمک همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)، رابطه علیت در انحراف معیار (جذر نوسانات) و تلاطم های شرطی در بازار سهام مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مبنی بر این بود که ارتباط بین بازارهای سهام کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا وجود دارد.

فانگ[4] (۲۰۲۱)، در مقاله ای سرریز بازارهای مالی میان کشورهای چین و کشورهای جی ۷ را در طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار داده، و نتایج نشانگر آن است که بازارهای مالی چین بویژه در دوره های آشفتگی و ناطمینانی، تأثیر بسیار زیادی بر بازارهای مالی جهانی دارند.

آنچه که پژوهش حاضر را از سایر مطالعات انجام شده متمایز می سازد، عبارتند از:

1. Filips *et al.* (2011).
2 . keranasos *et al.* (2016).
3 . Naime (2012).
4. Fang (2021).

نخست اینکه، اثر سرریز ناشی از اپیدمی کووید ۱۹، در طی چهار سال (۲۰۲۰-۲۰۱۷) بر تغییرات همبستگی بین بازده سهام کشورهای چین، آمریکا، فرانسه و ایران در لحظه وقوع بیماری کووید ۱۹ ارزیابی شده، و دوم آنکه، در این مطالعه، اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ بر شاخص بازده سهام را در دوره قبل (۲۰۱۹ و ۲۰۱۸) و دوره بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (۲۰۲۱ و ۲۰۲۰) مورد بررسی و مقایسه قرار داده، بدین منظور، از الگوی همبستگی شرطی پویا در کنار همبستگی شرطی ثابت استفاده کرده، و همچنین از همبستگی غیر شرطی نیز بهره گرفته است. از اساسی ترین مزیت های همبستگی شرطی پویا، (DCC-GARCH) این است که همبستگی را در طول زمان، متغیر در نظر می‌گیرد، که این امر، باعث می شود که تعداد پارامترهای برآورد شده در سازوکار همبستگی، به تعداد سری های همبسته شده، وابستگی نداشته باشد که موجب می شود، ماتریس های همبستگی بزرگ نیز بتوانند تخمین زده شوند.

لازم به ذکر است که این مدل نسبت به سایر مدل‌های گارچ، دقیق‌تر است و احتیاج به برآورد متغیرهای کمتری دارد. این مدل زمانی که در اطلاعات انحراف وجود دارد، بسیار مفید است و می تواند ارتباط بین متغیرها را در زمان‌های خاص مانند بحران اپیدمی ویروس کووید ۱۹، جنگ و بحران‌های اقتصادی، بررسی نماید. همچنین می تواند ارتباط مدل سازی پارامتری همبستگی متغیر با زمان برای سبد سرمایه گذاری چند متغیره را انجام دهد.

فرضیه های پژوهش

فرضیه ۱- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور ایران به بازار سهام فرانسه، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۲- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور فرانسه به بازار سهام ایران، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۳- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور ایران به بازار سهام چین، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۴- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور چین به بازار سهام ایران، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۵- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور ایران به بازار سهام آمریکا، رابطه معنی داری دارد.
فرضیه ۶- اثر سرریز اپیدمی کووید ۱۹ از کشور آمریکا به بازار سهام ایران، رابطه معنی داری دارد.

۳. روش شناسی پژوهش

الگوی همبستگی شرطی ثابت (CCC- GARCH)

رابطه کلی مدل آرچ به صورت رابطه (۱) می باشد:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 \qquad (۱)$$

طبق رابطه (۱)، الگوی رگرسیونی آرچ، فرض می کند واریانس شرطی، تابعی متغیر از خطاهای گذشته در طی زمان بوده است.

فرم کلی الگوی گارچ به صورت رابطه (۲) می باشد:

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} \qquad (۲)$$

با قید های: $\omega_i > 0$ و $\beta_i > 0. \alpha_i > 0$

طبق رابطه (۲)، الگوی گارچ شامل خطاهای گذشته و واریانس شرطی با وقفه است.

الگوی همبستگی شرطی ثابت در سال ۱۹۹۰ توسط بالرسلو[1] ارائه شده است. در این الگو، ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی به صورت دو بخش ماتریس های واریانس و همبستگی شرطی به طور جداگانه مدل سازی می شوند و H_t نامگذاری شده است. در این مدل، همبستگی های شرطی ثابت بوده اما مشکل آنجا است که واریانس و کوواریانس های شرطی در طی زمان با تغییراتی مواجه می شوند. ثابت بودن همبستگی های شرطی، باعث می شود که تعداد پارامترهای برآورد شده، کاهش یابد. تخمین مدل های همبستگی شرطی به این صورت است: در ابتدا، یک الگو از نوع گارچ برای واریانس شرطی انتخاب می شود و سپس، بر اساس واریانس شرطی انتخاب شده، ماتریس همبستگی شرطی برآورد می شود.

جهت شفاف سازی مدل شرطی ثابت، فرض می شود r_t، یک بردار $N\times1$ از بازده سری زمانی می باشد. حال اگر ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی متغیر با زمان را H_t بنامیم، در این صورت، رابطه (۳)، به صورت زیر خواهد بود:

$$r_t = \mu_t(I_{t-1}) + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})u_t \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، μ_t بردار بازده قابل پیش بینی زمان I است و I_{t-1} اطلاعات یک دوره قبل می باشد، همچنین $H_t(I_{t-1}) = E[\varepsilon_t\varepsilon_t^T|I_{t-1}]$ ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی در دوره گذشته است. در حالی که پسماندها یا خطاها دارای توزیع نرمال باشند، رابطه (۴) را خواهیم داشت.

$$\varepsilon_t\backslash I_{t-1}\sim N(0,H_t)\sim N(0,D_tRD_t) \qquad (۴)$$

اینک U_t تحت عنوان یک بردار تصادفی با توزیع نرمال استاندارد شده را در نظر می گیریم، که به صورت رابطه (۵) نشان داده شده است.

$$U_t\sim N(0,I_n) \qquad (۵)$$

البته توجه به این نکته، بسیارحائزِ اهمیت است، در صورتی که میانگین شرطی دوره قبلی صفر باشد $\mu_t(I_{t-1})=0$ ، در این حالت، r_t به صورت رابطه (۶) تعریف خواهد شد:

$$R_t = H_t^{\frac{1}{2}}(I_{t-1})u_t \qquad (۶)$$

ماتریس H_t شامل دو بخش R_t و D_t می شود:

$$H_t = D_tRD_t \qquad (۷)$$

ماتریس متقارن همبستگی شرطی شامل همبستگی های ثابت غیرشرطی را R_t در نظر می گیریم و p_{ij} نیز ضریب همبستگی میان دارایی‌های i و j فرض می شود، که در رابطه (۸) نشان داده شده است.

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1N} \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ \rho_{N1} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \qquad (۸)$$

1. Balresloo

که در آن، D_t یک ماتریس قطری نوسانات شرطی می باشد که متناسب با زمان تغییر می یابد. در این ماتریس روی قطر اصلی، واریانس های شرطی قرار دارد که i امین درایه های روی قطر اصلی با انحراف معیار (جذر واریانس) شرطی i امین دارایی $h_{iit}^{1/2}$ جایگزین خواهد شد. $H_t^{\frac{1}{2}}$ معیار چولسکی ماتریس کواریانس متغیر شرطی H_t می باشد.

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11.t}} & 0 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22.t}} & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_{NN.t}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{t.1} & 0 & 0 \\ 0 & \hat{\sigma}_{t.2} & 0 \\ 0 & 0 & \hat{\sigma}_{t.N} \end{bmatrix} \quad (۹)$$

هر بخش که روی قطر اصلی ماتریس نوسانات شرطی قرار گرفته، نشانگر نوسانات آن دارایی در زمان t می باشد که به صورت رابطه GARCH(1,1) نشان داده می شود که به دو شکل غیر ماتریسی و ماتریسی در قالب روابط (۱۰) و (۱۱) بیان شده است.

$$h_{ii.t} = \omega_0 + \alpha_i \varepsilon_{i.t-1}^2 + \beta_i h_{ii.t-1} \quad (۱۰)$$

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{1.t} \\ h_{2.t} \end{bmatrix} = \omega_0 + A\varepsilon_{t-1}^2 + Bh_{t-1} = \begin{bmatrix} \omega_{1.0} \\ \omega_{2.0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1.t-1}^2 \\ \varepsilon_{2.t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1.t-1} \\ h_{2.t-1} \end{bmatrix}$$

واریانس های $h_{ii,t}$ در مدل‌های گارچ، با نام σ_{2t} آورده شده که با نماد $h_{ii,t}$ معرفی می گردد، و در این صورت، ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی H_t به فرم رابطه (۱۲) آورده شده است.

$$H_t = diag\left(\sqrt{h_{11.t}}.\ldots.\sqrt{h_{NN.1}}\right)[R]diag(\sqrt{h_{11.t}}.\ldots. \quad \sqrt{h_{NN.t}} \quad (۱۲)$$

هنگامی که دو متغیر داشته باشیم، که هر یک از متغیرها برابر یک باشد (N=2) و P = q=1، در این شرایط ماتریس H_t به فرم گسترده، بصورت رابطه (۱۳) خواهد شد.

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11.t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22.t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & P_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11.t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22.t}} \end{bmatrix} \quad (۱۳)$$

ماتریس واریانس-کوواریانس H_t معین مثبت خواهد بود اگر و تنها اگر در مدل همبستگی شرطی ثابت، تمام N نوسانات مثبت بوده باشد و ماتریس همبستگی R نیز مثبت باشد (انگل ، ۲۰۰۲).

الگوی همبستگی شرطی پویا (DCC-GARCH)

DCC-GARCH توسط انگل[1] در سال ۲۰۰۲ مطرح شد. این یک مدل از خانواده گارچ است که در آن، ارتباط بین متغیرها را با در نظر گرفتن حوادث طی دوره مورد بررسی قرار می دهد. در چنین وضعیتی، همبستگی میان دو متغیر می تواند سه وضعیت مثبت، منفی و یا صفر به خود گیرد. هنگامی که دو سری در جهت یکسان حرکت کنند، همبستگی افزایش می‌یابد که در این حالت، رابطه بین دو متغیر مستقیم است. همچنین اگر مسیر حرکت دو متغیر در جهت مخالف یکدیگر

1. Engel (2002).

باشند، همبستگی میان دو متغیر کاهش می‌یابد و رابطه معکوس خواهد بود. یکی از اصلی ترین کاربردهای الگوی گارچ چند متغیره از جمله همبستگی شرطی ثابت (CCC) و همبستگی شرطی پویا(DCC)، برآورد ماتریس کوواریانس شرطی است که در زمینه مدیریت ریسک و انتخاب سبد بهینه سرمایه گذاری و بررسی الگوهای قیمت گذاری سهام بسیار اهمیت دارد.

توجه به این نکته اهمیت دارد که در مدل همبستگی شرطی ثابت، همبستگی شرطی را در طول زمان ثابت در نظر می گیریم. لذا در مطالعه حاضر به منظور دقیق تر شدن نتایج، از همبستگی شرطی پویا در کنار همبستگی شرطی ثابت استفاده شده است.

تخمین مدل همبستگی شرطی متغیر در دو مرحله می باشد. در ابتدا، یک مدل گارچ تک متغیره جهت به دست آوردن ماتریس انحراف معیار زمان- متغیر و خطاهای استاندارد شده، تخمین زده می شود و سپس از بازده دارایی هایی که تغییر فرم یافته اند، به منظور تنظیم ماتریس کوواریانس شرطی و تخمین پارامترهای مدل همبستگی پویا استفاده می شود.

در این پژوهش، از ویژگی های مدل همبستگی پویا، به صورت زیر استفاده می شود (انگل، ۲۰۰۲).
فرم کلی مدل، به صورت زیر می باشد (آکار، ۲۰۱۱):

$$r_t = \emptyset_0 + \emptyset_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} u_t$$

$$h_{ii.t} = \omega_0 + \alpha_i \varepsilon_{i.t-1}^2 + \beta_i h_{ii.t-1} \qquad (۱۵)$$

$$H_t = diag\left(\sqrt{h_{11.t}}. \ldots . \sqrt{h_{NN.1}}\right)[R] diag\left(\sqrt{h_{11.t}}. \ldots . \quad \sqrt{h_{NN.t}}\right. \qquad (۱۶)$$

$$\Gamma_t = diag\left(\sqrt{h_{11.t}} . \sqrt{h_{22.t}} . \ldots . \sqrt{h_{nn.t}}\right) \qquad (۱۷)$$

همبستگی شرطی (R_t) که به تغییرات زمان وابسته است، می باید در زمان های مختلف و معین، مثبت باشد. در این حالت، ماتریس $\mathrm{H_t}$ را ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی می‌نامند. هر یک از درایه‌های ماتریس همبستگی R_t را در مدل همبستگی شرطی پویا، می‌توان به شکل رابطه (۱۸) نشان داد.

$$p_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)_{\bar{q}_{12}} + \alpha u_{1,t-1} u_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{\left(\sqrt{(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{12}} + \alpha u_{1,t-1}^{2} + \beta q_{11,t-1}\right)\left((1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha u_{2,t-1}^{2} + \beta q_{22,t-1}\right)} \qquad (۱۸)$$

ماتریس کوواریانس $Q_t = \left[q_{ij,t}\right]$ ماتریس متقارن و معین مثبت می باشد. قیدهای $\alpha, \beta \geq ۰$ و $\alpha + \beta < 1$ شرط مثبت بودن R_t را برآورده می کند و در نهایت، شرط مثبت بودن H_t را تضمین می نماید.

۴. یافته های پژوهش

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های هفتگی بازده سهام کشورهای فرانسه، آمریکا، چین و ایران در سایت‌های بورس ایران و کشورهای مورد مطالعه برای دورهٔ قبل از اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۱۸ تا دسامبر ۲۰۱۹) و دورهٔ بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۱) و با کمک نرم افزار Oxmetrics بررسی شده است.

در ابتدای کار، با استفاده از لگاریتم تفاضل اول داده ها، بازده سهام کشورها محاسبه می شود. سپس خلاصهٔ آماری شاخص بورس کشورهای مذکور برای دو دورهٔ قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹ محاسبه می گردد که در جدول (۱) آورده شده است.

در مرحله بعدی، به منظور بررسی مانایی سری‌های زمانی، آزمون دیکی فولر تعمیم یافته انجام می شود که در جدول (۲) ارائه شده، و ضریب همبستگی غیر شرطی شاخص بازده سهام بورس کشورهای مورد بررسی قبل و بعد از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ نیز در جدول (۳) و (۴) آورده شده است. به منظور بررسی سرایت تلاطم و جهت سرریزی متقابل از کشورهای مذکور با ایران، از روش همبستگی شرطی ثابت (CCC) و روش همبستگی شرطی پویا (DCC) برای دو دورهٔ قبل و در زمان بعد از اپیدمی استفاده شده است، که در جدول (۵) و (۶) ملاحظه می گردد.

با توجه به اینکه مدل‌های همبستگی شرطی ثابت و پویا احتیاج دارند تا در طول زمان مانا باشند، لذا بازدهٔ سهام کشورها به صورت لگاریتم تفاضل اول داده‌ها محاسبه شده است.

$$r_t = lnp_t - lnp_{t-1}$$

که در آن، p_t قیمت در سال t، p_{t-1} قیمت دوره قبل و r_t بازده سهام می باشد.

بر اساس جدول (۱)، با توجه به کشیدگی و چولگی، می توان دریافت که داده های مورد بررسی از نظر آماری در محدوده (۲+ تا۲-) قرار گرفته اند، همچنین با توجه به اینکه خطای استاندارد چولگی و کشیدگی در بازهٔ (۰/۰۵+ تا ۰/۰۵-) قرار گرفته اند، لذا سری ها دارای کشیدگی نرمال بوده و آماره چولگی مثبت نزدیک به صفر، بیانگر این است که سری‌ها نسبت به میانگین، دارای توزیع متقارن می‌باشند، لذا فرضیه نرمال بودن بازده‌ها مورد تأیید قرار می‌گیرد.

بر اساس جدول (۱)، شاخص میانگین بازده سهام کشورهای چین، آمریکا، فرانسه و ایران قبل از اپیدمی کووید ۱۹، به ترتیب، عبارتند از: ۰/۱۲۴۶-، ۰/۱۸۰۳۰، ۰/۱۵۸۷ و ۰/۹۹۹۳ که بالاترین شاخص در بین کشورهای مذکور با میانگین مثبت، ایران بوده که با ۸/۹۹۹۳ بالاترین میزان میانگین را دارا بوده است. به عبارت دیگر در در دوره قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹، طی سال های (۲۰۱۸ و ۲۰۱۹) عواملی از جمله خروج آمریکا از برجام، منجر به برگشت تحریم ها شده است که این تحریم ها تمام صنعت کشور ایران مانند صادرات نفت که مهمترین صنعت درآمدزای کشور است و هم چنین مراودات مالی بانکی را مورد هدف قرار داده است و منجر به کاهش درآمد دولت شده است که این امر، موجب افزایش نرخ ارز گردید که با توجه به رابطه مستقیم بین بازار بورس اوراق بهادار

تهران و نرخ ارز، این افزایش نرخ ارز، بازدهی مثبت بازار بورس اوراق بهادار تهران را در پی داشته است.

از طرف دیگر با کاهش درآمد کشور، دولت به منظور جبران کسری بودجه، با واگذاری سهام خود در شرکت های دولتی و انتشار اوراق و اسناد خزانه از طریق بازار بورس اوراق بهادار تهران اقدام نموده، که برای این مورد، احتیاج به بازار قدرتمندی است که کشش این حجم عرضه را داشته باشد و در این راستا، دولت مستقیم از بازار بورس حمایت کرده و مردم را به این بازار دعوت کرده، و این امر نیز، موجب سرازیر شدن نقدینگی و سپس افزایش تقاضا در بازار شد که همگی این عوامل منجر به صعود بازار بورس ایران قبل از کووید ۱۹ بوده (شیرزادی،۱۴۰۱). اما در دورهٔ بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (سال ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱)، شاخص بازده سهام بورس ایران به شدت کاهشی شده است و از ۸/۹۹۹ به ۱/۴۹۲ کاهش یافته است. این مهم می تواند علاوه بر وقوع اپیدمی کووید ۱۹، به عواملی همچون اعمال تحریم ها و رکود فعالیت های اقتصادی بستگی داشته باشد.

همچنین سقوط بازار بورس ایران که در مرداد ۱۳۹۹ رخ داد، به سرخوردگی و بدبینی سرمایه‌گذاران و در نهایت، به خروج سرمایه از بورس منجر گردید که این امر، موجب هجوم مردم به سمت سرمایه‌گذاری در بخش‌های دیگری نظیر بازارهای سکه، ارز، مسکن و خودرو و باعث افزایش تورم افسار گسیخته در کشور شد. در چنین فضای نااطمینانی، وقوع بیماری اپیدمی کووید ۱۹ نیز موجب افزایش ترس و هراس سرمایه گذاران، اعمال محدودیت ها و قرنطینه‌های دولتی گردید.

در دوره چهار ساله (۲۰۲۱-۲۰۱۸)، شاخص بازده سهام بورس چین، روند افزایشی داشته و از ۰/۱۲۴۶- به ۰/۱۸۵۸رسیده است که این امر، نشانگر رشد اقتصاد در کشور چین می‌باشد. همچنین کشورهای آمریکا و فرانسه نیز در طی این چهار سال، در بورس روند افزایشی داشته اند که میانگین رشد بازده سهام کشورهای آمریکا و فرانسه بعد از شیوع اپیدمی، به ترتیب، به ۰/۴۲۸ و ۰/۳۶۷ رسیده است.

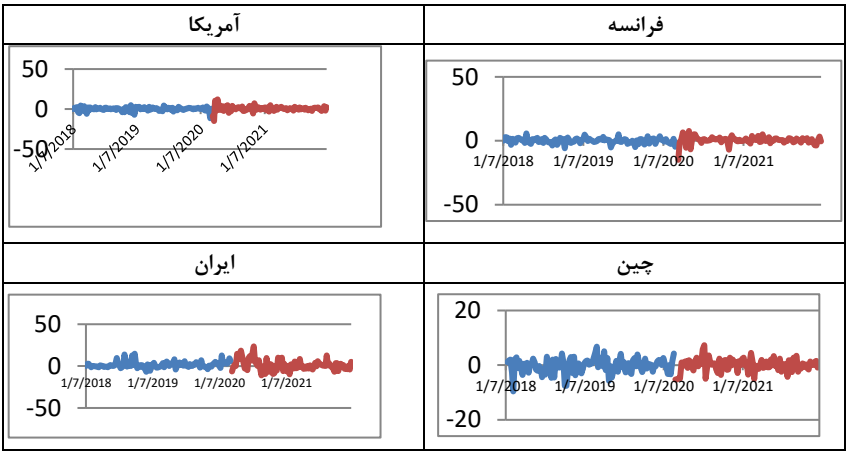
جدول ۱: خلاصه آماری شاخص بازده سهام بورس کشورهای مورد بررسی در زمان قبل و بعد از کووید ۱۹

کشور	بازده سهام	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف استاندارد	کشیدگی	چولگی	دامنه تغییرات	واریانس
چین	قبل از کرونا	-۰/۱۲۴۶	۰/۱۵۵۰	-۹/۶۰۰	۶/۷۷۰۰	۲/۷۰۹۴	۱/۳۳۰۰	-۰/۶۷۴۰	۱۶/۳۷۰۰	۷/۳۴۱۰
	در زمان کرونا	۰/۱۸۵۸	۰/۲۸۵۰	-۵/۲۴۰۰	۷/۳۱۰۰	۲/۳۱۱۷	۰/۷۸۰۰	-۰/۰۴۹۰	۱۲/۵۵۰۰	۵/۳۴۴۰
آمریکا	قبل از کرونا	۰/۱۸۰۳	۰/۵۱۵۰	-۵/۳۳۰۰	۳/۹۸۰۰	۲/۰۸۴۱	۰/۱۷۹۰	-۰/۵۸۶۰	۱۱/۹۰۰۰	۴/۳۴۳۰
	در زمان کرونا	۰/۴۲۸۶	۰/۷۱۵۰	-۱۴/۹۸۰	۱۲/۱۰۰۰	۳/۳۰۸۸	۷/۰۹۵۰	-۰/۹۳۹۰	۲۷/۰۸۰۰	۱۰/۹۴۸۰
فرانسه	قبل از کرونا	/۱۱۴	/۳۶۵	-۵/۳۳۰۰	۳/۹۸۰۰	۰/۹۴۵۹	۰/۱۷۹۰	-۰/۵۸۶۰	۹/۳۱۰۰	۳/۷۸۶۰
	در زمان کرونا	/۲۳۵	/۳۷۵	-۱۹/۸۶۰	۱۰/۷۰۰۰	۳/۷۶۵۰۳	۸/۴۱۵۰	۱/۷۱۵۰	۳۰/۵۶۰۰	۱۴/۱۷۵۰
ایران	قبل از کرونا	۸/۹۹۹۳	۰/۶۲۰۰	-۸۹/۸۷۰	۸۸/۰۲۰۰	۸۷/۳۵۹۷	۱۰۱/۴۶۲۰	۱۰/۰۰۱۰	۹۷۵/۸۹۰۰	۷۶۳/۷۲۲
	در زمان کرونا	۱/۴۹۲۹	۰/۲۸۵۰	-۱۱/۰۵۰	۲۳/۵۴۰۰	۶/۲۱۴۲	۱/۱۹۶۰	۰/۸۰۱۰	۳۴/۵۹۰	۳۸/۶۱۶۰

مأخذ: یافته های پژوهش

بررسی روند بازدهی سهام قبل و بعد از اپیدمی ویروس کووید ۱۹

نمودار (۱) نشان می دهد که بازده سهام کشورهای مورد مطالعه در لحظه وقوع کووید ۱۹، روندی کاهشی داشته اند.

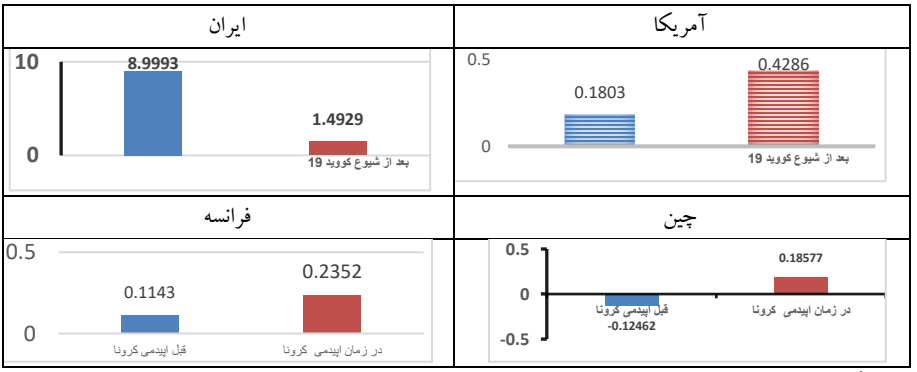


مأخذ: یافته های پژوهش

نمودار ۱: روند کاهشی بازده سهام در لحظه وقوع کووید ۱۹

بررسی روند شاخص بازده سهام در طی دوره (۲۰۲۱-۲۰۱۸)

بر اساس نمودار (۲)، شاخص بازده سهام بورس کشور چین قبل از شیوع اپیدمی، ۰/۱۲۴- و مدتی پس از اپیدمی، به ۰/۱۵۸ رسیده است که نشانگر پویایی و رشد اقتصاد در این کشور می‌باشد. در چین رشد اقتصادی در مدت چهار سال بسیار بالا و حدود ۳۰ درصد بوده، و رشد بازده سهام کشور آمریکا در طی این مدت (۰/۲۴)، کمتر از رشد بازده سهام چین بوده است. در کشور فرانسه نیز رشد بازده سهام در طی این چهار سال از ۰/۱۱۴ به ۰/۲۳۵ رسیده که این رشد معادل ۰/۱۲ بوده است. رشد بازده سهام در ایران از ۸/۹۹ به ۱/۴۹ رسیده است که معادل ۷/۵- درصد با افت بازده سهام مواجه بوده است.



مأخذ: یافته های پژوهش

نمودار ۲: بررسی روند شاخص بازده سهام در طی دوره (۲۰۲۱-۲۰۱۸)

طبق جدول (۲)، در این مطالعه به منظور بررسی مانایی سری‌های زمانی، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج برگرفته از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، بیانگر آن است که بازده سهام کشورهای مورد مطالعه مانا می‌باشد.

جدول ۲: آزمون ایستایی متغیرها

	کشورها	t-Sta	احتمال	وضعیت
بازده سهام	فرانسه	-۹/۴	0.0000	I(0) مانا
	چین	-۱۰/۲	0.000	I(0) مانا
	ایران	-۶/۶	0.000	I(0) مانا
	آمریکا	-۱۰/۵	0.0000	I(0) مانا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۳)، بررسی همبستگی غیر شرطی قبل از اپیدمی کووید ۱۹، نشان می دهد که بین ایران و کشورهای دیگر، رابطه معنی داری وجود نداشته است.

جدول ۳: ضریب همبستگی شاخص بازده سهام قبل از کووید ۱۹

	چین	آمریکا	فرانسه	ایران
چین	۱			
آمریکا	**۰/۴۰۶	۱		
فرانسه	**۰/۵۵۲	**۰/۷۷۳	۱	
ایران	ns۰/۰۱	ns۰/۰۳	ns۰/۱۱	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۴)، نتایج نشان می دهد که بعد از وقوع اپیدمی کووید ۱۹، بین ایران و چین رابطه معنی داری در سطح ۰/۴ وجود داشته است. همچنین بین ایران با آمریکا ، ایران و فرانسه رابطه معنی داری وجود نداشته است.

جدول ۴: ضریب همبستگی شاخص بازده سهام بعد از شیوع کووید ۱۹

	چین	آمریکا	فرانسه	ایران
چین	۱			
آمریکا	*۰/۴۱۹	۱		
فرانسه	*۰/۳۹۲	**۰/۷۵۰	۱	
ایران	**۰/۴	ns۰,۰۳	ns۰/۰۵۷	۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. ns، * و ** به ترتیب، غیر معنی داری و معنی داری در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد

در جدول (۵)، α_{ii} بیانگر اثرات آرچ در هر یک از تلاطم های دوره گذشته متغیرها می باشد و α_{ij} بیانگر اثرات شوک متغیر i به شوک جاری متغیر j می‌باشد. این اثر سرایت، به صورت مربع پسماندها که از الگوهای پیش بینی بازده به وجود می آید، محاسبه، و اثرات گارچ تحت عنوان β_{ii} در نظرگرفته می شود. به بیان دیگر، β_{ii} تصریحی از پایداری تلاطم در هر یک از سری ها را نشان می دهد. پیش بینی اخیر واریانس توسط β_{ij} نمایش داده شده است که بیانگر اثرات سرریز شوک ناشی از واریانس های دوره گذشته متغیر i به واریانس جاری متغیر j می‌باشد. ρ_{ij} نیز بیانگر همبستگی شرطی بین دو متغیر است که یک بازنمایی از حرکت همزمان آنها را ارائه می دهد. البته هر دو عبارت α_{ij} و βij می تواند نشان دهندهٔ سرریز بین شاخص ها باشد، زیرا اثر سرریز شوک توسط مقادیر غیرقطری تعیین می شود. در الگوی همبستگی شرطی ثابت، ضرایب α_{ii} و β_{ii} معنی دار هستند و به عبارت دیگر، بیانگر میزان انتقال شوک در تلاطم های شرطی بازده کشورها هستند.

در مقاله حاضر، ایران به عنوان اولین سری زمانی، فرانسه دومین، آمریکا سومین و چین چهارمین سری زمانی نام گذاری شده اند. در ایران، قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ (α_{11} =۰/۸۸) و (β_{11} =۰/۷۲) و بعد از اپیدمی (α_{11} =۰/۵۲) و (β_{11} =۰/۱۲) معنی دار شده اند. در فرانسه نیز این ضرایب قبل از اپیدمی (α_{22} =۰/۴۲) و (β_{22} =۰/۵۰) و بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (α_{22} = ۰/۳۲) و (β_{22} =۰/۱۷) به طور معنی داری مشهود است. همچنین در زمان قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹، ضریب (α_{21} =۰/۹۵) و (β_{21} =۰/۴۳) معنی دار نبوده اند که به معنای عدم سرریزی از بازار فرانسه به ایران است. این اثر به طور معکوس یعنی از بازار سهام ایران به فرانسه، مشاهده نشد. لذا فرضیه اول، مورد تأیید قرار نمی گیرد، به دلیل آنکه بازار بورس ایران آنقدر بزرگ نیست که توانایی اثر گذاری بر بازار بورس فرانسه را داشته باشد.

همچنین ضریب همبستگی نیز که نشان دهندهٔ رابطه همبستگی شرطی بین دو کشور در زمان قبل و بعد از کووید ۱۹ می باشد، معنی دار نبوده و لذا نتیجه گرفته می شود که در دورهٔ قبل از شیوع اپیدمی کووید ۱۹ و بعد از آن، هیچ رابطه و سرریز شوکی از فرانسه به ایران وجود نداشته است.

همچنین در دورهٔ بعد از اپیدمی، ضریب (α_{21} = ۰/۲۱) پیش بینی اثرگذاری فرانسه بر ایران، معنی دار نبود که بیانگر عدم سرایت تلاطم از فرانسه به ایران می باشد و (α_{12} = ۰/۲۳) نیز معنی دار نبوده است، لذا فرضیه دوم نیز تأیید نمی شود.

در چین، ضرایب قبل و بعد از شیوع کرونا معنی دار بوده اند. همچنین در دورهٔ قبل از شیوع اپیدمی (α_{41} = ۰/۱۹)، پیش بینی بازده کشور ایران از چین بی معنی و ضریب (β_{41} =۰/۴۰) سرایت تلاطم واریانس های دورهٔ گذشته از کشور چین به ایران به صورت معنی دار رؤیت نشد. در دورهٔ بعد از شیوع اپیدمی کووید ۱۹، سرایت تلاطم از چین به ایران وجود داشته است اما برعکس آن، یعنی از ایران به چین برقرار نبود. بنابراین با توجه به ضریب همبستگی، نتیجه گرفته می شود که در زمان

اپیدمی کووید ۱۹، اثر سرایت تلاطم چین بر ایران بیشتر بوده که این نتیجه گیری به دلیل اینکه ایران و چین شریک تجاری یکدیگر محسوب می شوند برقرار است. همچنین در دوره بعد از کووید ۱۹، به دلیل اعمال محدودیت در مرز ها، ارتباط بین ایران با چین به صورت پررنگ جلوه دارد. لذا فرضیه سوم هم مورد تأیید قرار نمی گیرد؛ ولی فرضیه چهارم مبنی بر اثر پذیری ایران از چین بعد از کووید ۱۹، مورد تأیید می باشد.

در آمریکا قبل از شیوع کووید ۱۹، ضرایب ($\alpha_{۳۳}$ =۰/۳۶) و ($\beta_{۳۳}$ =۰/۱۲) و بعد از اپیدمی کووید ۱۹، ($\alpha_{۳۳}$ = ۰/۱۸) و ($\beta_{۳۳}$ =۰/۲۳) معنی دار بوده اند، همچنین در دورهٔ قبل از شیوع کووید ۱۹، سرریز شوک از آمریکا به ایران و بر عکس آن وجود نداشته، که این امر، با توجه به اینکه بین ایران و آمریکا، مراوده تجاری به صورت مستقیم وجود نداشته، طبیعی است. از آنجایی که چین، اتحادیه اروپا و ژاپن، روابط تجاری مستقیم با آمریکا دارند لذا آمریکا از طریق کانال تجاری، باعث رشد و تقویت اقتصاد این کشورها می گردد و به طور غیرمستقیم به واسطهٔ افزایش قیمت نفت باعث رشد تولید واقعی، افزایش نرخ تورم و نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران می شود. لذا فرضیه پنجم و ششم، مورد تأیید قرار نمی گیرد.

جدول ۵: نتایج حاصل از تخمین مدل CCC برای قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹

	ایران و فرانسه					ایران و آمریکا					ایران و چین				
	قبل از کرونا		بعد از کرونا			قبل از کرونا		بعد از کرونا			قبل از کرونا		بعد از کرونا		
پارامتر	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	پارامتر	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	پارامتر	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	پارامتر
$\omega_{۱}$	۱/۱۶	۰/۰۲	۰/۴۳	۰/۰۴	$\omega_{۱}$	۰/۳۲	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۱۴	$\omega_{۱}$	۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۸۰	۰/۴۲	$\omega_{۱}$
$\omega_{۲}$	۰/۲۹	۰/۰۱۹	۰/۳۲	۰/۸	$\omega_{۲}$	۰/۴۲	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۶۰	$\omega_{۲}$	۰/۱۷	۰/۰۹	۰/۶۳	۰/۰۲	$\omega_{۲}$
$\alpha_{۱۱}$	۰/۸۸	۰/۰۰۰	۰/۵۲	۰/۰۳	$\alpha_{۱۱}$	۰/۸۸	۰/۰۰	۰/۵۲	۰/۰۳	$\alpha_{۱۱}$	۰/۸۸	۰/۰۰	۰/۵۲	۰/۰۳	$\alpha_{۱۱}$
$\alpha_{۲۲}$	۰/۴۲	۰/۰۰۰	۰/۳۲	۰/۰۰	$\alpha_{۳۳}$	۰/۳۶	۰/۰۵	۰/۱۸	۰/۰۰	$\alpha_{۴۴}$	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۲۴	۰/۰۴	$\alpha_{۴۴}$
$\beta_{۱۱}$	۰/۷۲	۰/۰۰۰	۰/۱۲	۰/۰۱	$\beta_{۱۱}$	۰/۷۲	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۰۱	$\beta_{۱۱}$	۰/۷۲	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۰۱	$\beta_{۱۱}$
$\beta_{۲۲}$	۰/۵۰	۰/۰۴	۰/۱۷	۰/۰۲	$\beta_{۳۳}$	۰/۱۲	۰/۰۴	۰/۲۳	۰/۰۰	$\beta_{۴۴}$	۰/۱۸	۰/۰۴	۰/۲۰	۰/۰۴	$\beta_{۴۴}$
$\rho_{۱۲}$	۰/۰۱	۰/۹۲	۰/۱۰	۰/۲	$\rho_{۱۳}$	۰/۰۱	۰/۶۶	۰/۱۶	۰/۰۸	$\rho_{۱۴}$	۰/۰۰۴	۰/۹۹	۰/۴۱	۰/۰۱	$\rho_{۱۴}$
$\alpha_{۱۲}$	۰/۱۷	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۸	$\alpha_{۱۳}$	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۱۲	۰/۱۴	$\alpha_{۱۴}$	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۲۴	۰/۳۲	$\alpha_{۱۴}$
$\alpha_{۲۱}$	۰/۲۱	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۵	$\alpha_{۳۱}$	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۰۶	۰/۰۷	$\alpha_{۴۱}$	۰/۱۹	۰/۰۶	۰/۳۷	۰/۰۵	$\alpha_{۴۱}$
$\beta_{۱۲}$	۰/۶۶	۰/۱۱	۰/۱۹	۰/۳۳	$\beta_{۱۳}$	۰/۳۶	۰/۱۹	۰/۰۶	۰/۱۴	$\beta_{۱۴}$	۰/۸۹	۰/۴۴	۰/۳۱	۰/۱۱	$\beta_{۱۴}$
$\beta_{۲۱}$	۰/۴۳	۰/۹	۰/۲۱	۰/۱۶	$\beta_{۳۱}$	۰/۵۲	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۱۶	$\beta_{۴۱}$	۰/۴۰	۰/۰۶	۰/۱۲	۰/۰۵	$\beta_{۴۱}$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۶)، α_{ii} اثرات تلاطم های خودی بین بازار بورس ایران و سایر کشور ها را ارائه می دهد. اثرات گارچ نیز که تصریحی از پایداری تلاطم در بازارها می‌باشد را β_{jj} می نامند. ρ_{ij} نیز بیانگر همبستگی شرطی بین دو متغیر و نشانگر حرکت همزمان دو متغیر می باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل DCC برای بعد از اپیدمی کووید ۱۹، نشان می دهد که α با ضریب تأثیر ۰/۱۸ و β با ضریب ۰/۲۹ معنی دار شده است. بنابراین، اثرات تلاطم بین کشور چین و ایران بعد از کووید ۱۹، وجود دارد. همچنین ρ_{ij} نیز که نشانگر همبستگی شرطی می باشد، ضریب همبستگی بالایی را نشان می دهد. لذا می توان گفت که در دوره بعد از اپیدمی کووید ۱۹، اثرات شوک های خودی بین ایران و چین وجود داشته است که این تلاطم ها پایدار هستند که در این مدل بعد از اپیدمی کووید ۱۹، نیز این حرکت همزمان بین ایران و چین ۰/۴۴ بوده، که بیشتر از سایرین مشهود است.

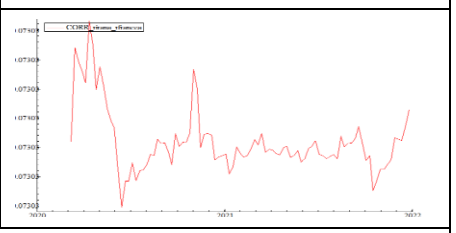
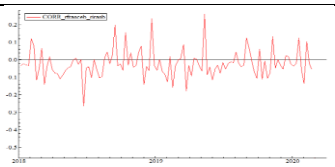
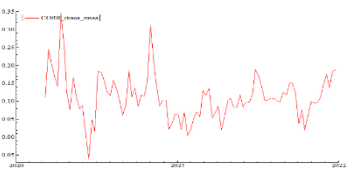
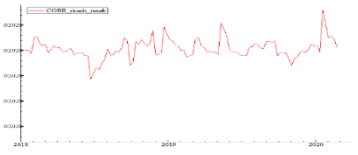
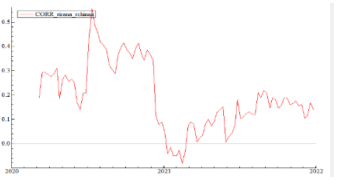
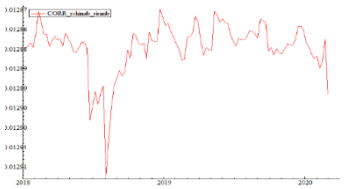
همچنین نتایج حاکی از آن بوده که بازار سهام چین بعد از اپیدمی کووید ۱۹، بیشترین تأثیر را نسبت به فرانسه و آمریکا بر ایران داشته است که این نتایج با توجه به اینکه آمریکا با ایران به صورت مستقیم مراوده تجاری نداشته اند و همچنین با توجه به اینکه چین و ایران، شریک تجاری یکدیگر محسوب می شوند، کاملاً مطابقت دارد.

جدول ۶: نتایج حاصل از تخمین مدل DCC

	ایران و فرانسه				ایران و آمریکا				ایران و چین			
	قبل از کرونا		بعد از کرونا		قبل از کرونا		بعد از کرونا		قبل از کرونا		بعد از کرونا	
پارامتر	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری	ضرایب	معنی داری
ω_1	۱/۶	۰/۰۰	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۴	۰/۰۰	۰/۲۱	۰/۱۴	۱/۳	۰/۰۰	۰/۸۱	۰/۱۴
α_{ii}	۰/۰۰۰۳	۰/۸۹	۰/۱۸	۰/۳	۰/۷۵	۰/۰۸	۰/۳۲	۰/۱۲	۰/۶۲	۰/۰۶	۰/۱۸	۰/۰۳
β_{jj}	۰/۸۴	۰/۱۳	۰/۲۶	۰/۱۹	۰/۵۱	۰/۱۵	۰/۱۹	۰/۱۱	۰/۴۲	۰/۰۷	۰/۲۹	۰/۰۴
ρ_{ij}	۰/۰۳	۰/۷۱	۰/۰۶	۰/۲۳	۰/۰۲	۰/۸۸	۰/۰۹	۰/۱۰	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۴۶	۰/۰۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار شماره (۳)، ضریب همبستگی بین ایران و فرانسه و همچنین ایران و آمریکا، بی معنی می باشد. نمودار گویای همبستگی بسیار ضعیف قبل و بعد از کرونا بوده، و حداکثر ضریب همبستگی ایران و چین بعد از اپیدمی کووید ۱۹، ۰/۵۵ است.

روند همبستگی شرطی پویا بین بازده هفتگی سهام ایران و فرانسه قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹	
الف) بعد از کرونا	ب) قبل از کرونا
	
روند همبستگی شرطی پویا بین بازده هفتگی سهام ایران و آمریکا قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹	
الف) بعد از کرونا	ب) قبل از کرونا
	
روند همبستگی شرطی پویا بین بازده هفتگی سهام ایران و چین قبل و بعد از اپیدمی کووید ۱۹	
الف) بعد از کرونا	ب) قبل از کرونا
	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: روند همبستگی شرطی پویا قبل و بعد از کووید ۱۹

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات کاربردی

سرریز تلاطم، انتقال ریسک از یک بخش به بخش دیگر و یا از یک بازار به بازار دیگر می باشد. بازارهای مالی کشورهای مختلف به دلیل جهانی سازی، به یکدیگر وابسته شده اند و در نتیجه، انتقال تلاطم میان بازارها امری بدیهی می باشد.

هدف از نگارش این مقاله، ارزیابی اثرات بحران اپیدمی کووید ۱۹ بر شاخص بازده سهام بازارهای مالی کشورهای چین، آمریکا و فرانسه و بررسی اثرات سرریز آن بر ایران می باشد. بدین منظور، با استفاده از دو مدل گارچ چند متغیره (CCC) و (DCC)، و با استفاده از داده های هفتگی شاخص بازده سهام در سایت های بورس کشورهای مورد مطالعه، طی دورهٔ قبل از اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۱۸ تا دسامبر ۲۰۱۹) و بعد از اپیدمی کووید ۱۹ (ژانویه ۲۰۲۰ تا دسامبر ۲۰۲۱)، مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج مطالعه، حاکی از آن است که در دوره قبل از شیوع کووید ۱۹، بازار بورس ایران رونق گرفت. اما در دوره بعد از اپیدمی، بازار بورس ایران دچار کاهش بازده سهام شد، که این مهم می تواند علاوه بر شیوع کووید ۱۹، ناشی از عواملی همچون اعمال تحریم ها و رکود فعالیت های اقتصادی نیز باشد، همچنین سقوط بازار بورس ایران که در مرداد ۱۳۹۹ رخ داد، منجر به سردرگمی و بدبینی هر چه بیشتر سرمایه‌گذاران شد و نهایتاً به خروج سرمایه از بورس انجامید. در چنین فضای نااطمینانی و آشفته ، شیوع کووید ۱۹ نیز شرایط موجود را به علت لحاظ نمودن محدودیت‌ها و همچنین اعمال قرنطینه‌های دولتی تشدید نمود.

همچنین نتایج بیانگر آن است که در لحظه شیوع ویروس کووید ۱۹، تمام کشورهای مورد مطالعه، با کاهش بازده سهام مواجه شده اند. در دوران اپیدمی کووید ۱۹، اثرپذیری بازار بورس ایران از کشور چین، نسبت به سایر کشورهای مورد مطالعه بیشتر بوده است که این مهم، به علت اینکه چین و ایران شریک تجاری یکدیگر می باشند، برقرار است. ذکر این نکته ضرورت دارد که در این دوره، به دلیل اعمال محدودیت در مرز ها، ارتباط بین ایران با چین به صورت پررنگ جلوه دارد. همچنین بازار بورس ایران آنقدر قدرتمند نیست که بتواند بر بازارهای مالی جهانی از جمله چین، آمریکا و فرانسه، اثر گذاری داشته باشد.

در مطالعه حاضر، انتخاب کشورها با ویژگی های متفاوت، به این دلیل است که اثر ویروس کووید ۱۹ را بر بازار سهام ایران، توسط کشورهایی با سطح توسعه یافتگی متفاوت بررسی نماییم، که در این پژوهش، نتیجه گرفته شد که در برابر بیماری هایی از جمله کووید ۱۹، بازار سهام ایران آسیب پذیر می‌باشد و به عبارتی، این بازار را در برابر عواملی از جمله ویروس کووید ۱۹ به کمک تمهیداتی از جمله اعمال محدودیت ها و قرنطینه ها، رعایت فاصله گذاری اجتماعی، کاهش میزان فعالیت های اجتماعی و آموزش همگانی توسط رسانه های جمعی، بتوان ایمن نمود و تبعات ناشی از اپیدمی ویروس کووید ۱۹ را بر افراد و کسب و کارها به حداقل رساند، زیرا سیاست گذاران تجربه نموده اند که عدم لحاظ سیاست های به موقع اقتصادی در مواجهه با بحران های این چنینی، نه تنها در کوتاه مدت، بلکه در بلند مدت نیز می تواند اثرات جبران ناپذیری بر چرخه سرمایه گذاری، تولید و توسعه کشور داشته باشد.

با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، پیشنهاد می گردد که محققان در این زمینه، با توسعهٔ سایر مدل های سرایت تلاطم و اعمال اثر حافظه بلندمدت در آن، به گسترش بیشتر دانش در این حوزه بپردازند.

References

Amiri, Shadi, Homayonifar, Massoud, Karimzadeh, Mustafa, and Falahi, Mohammad Ali. (2014). "Investigating the Dynamic Correlation between Major Assets in Iran Using the DCC-GARCH Method". Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development), 15(2): 201-18 (in Farsi).

Akar, Cuneyt. (2011). "Dynamic Relationships between the Stock Exchange, Gold, and Foreign Exchange Returns in Turkey". Middle Eastern Finance and Economics, Issue 12.

Awadhi, A. M., Alsaifi, K., & Alhammadi, S. (2020). "Death and Contagious Infectious Diseases: Impact of the COVID-19 Virus on Stock Market Returns". Journal of Behavioral and Experimental Finance, 27: 100-326.

Baldwin, R., & Tomiura, E. (2020). "Thinking Ahead about the Trade Impact of COVID-19". Economics in the Time of COVID-19, 59: 59-73.

Boone, L., Haugh, D., Pain, N., & Salins, V. (2020). "Tackling the Fallout from COVID-19". Economics in the Time of COVID-19, 1(1): 37-45.

Buhagiar, R., Cortis, D., & Newall, P. W. (2018). "Why do Some Soccer Bettors Lose More Money than Others?". Journal of Behavioral and Experimental Finance, 18(2): 85-93.

Becker, K.G., Finnerty, J.E., & Tucker, A.L. (1992). "The Intraday Interdependence Structure between U.S. and Japanese Equity Markets". Journal of Financial Research, 15: 27-37.

Chen, V., Lin,W., Haller, M., Leitner, J., & Duh, H. (2009). "Communicative Behaviors and Flow Experience in Tabletop Gaming". In Proceedings of the International Conference on Advances in Computer Enterntainment Technology, 30: 281-286

Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models". Journal of Business & Economic Statistics, 20(3): 339-350.

Fang, Y., Jing, Z., Shi, Y., & Zhao, Y. (2021). "Financial Spillovers and Spillbacks: New Evidence from China and G7 Countries". Economic Modelling, 94: 184-200.

Fathi, Saeed, Samati, Majid and Asgranjad Nouri, Baqir. (2010). "Explaining the Development of the Securities Market Structure". Quarterly Journal of

Imam Vardi, Qadrat Elah and Jafari, Seyyedah Mahbouba. (2018). "The Effect of Financial Crises on the Movement of Transfer and Spillover of Fluctuation between Developed Financial Markets and Iran". Financial Economics, 13(47): 63-84 (in Farsi).

Ichev, R., & Marinč, M. (2018). "Stock Prices and Geographic Proximity of Information: Evidence from the Ebola Outbreak". International Review of Financial Analysis, 56:153-166.

Kanas, A. (1998). "Volatility Spillovers Across Equity Markets: European Evidence". Applied Financial Economics, Vol. 8: 245-256.

Karanasos, M., Yfanti, S., & Karoglou, M. (2019). "Multivariate FIAPARCH Modeling of Financial Markets with Dynamic Correlations in Time of Crisis". Journal of International Review of Financial Analysis, 45: 332-349.

Kowalewski, O., & Śpiewanowski, P. (2020). "Stock Market Response to Potash Mine Disasters". Journal of Commodity Markets, 4(20): 100-124.

Majdoub, J., & Mansour, W. (2014). "Islamic Equity Market Integration and Volatility Spillover between Emerging and US Stock Markets". The North American Journal of Economics and Finance, 29: 452-470.

McKibbin, W., & Fernandz, R. (2021). "The Global Macroeconomic Impacts of COVID-19: Seven Scenarios". Asian Economic Papers, 20(2): 1-30.

Mohammad Mahdipour, Toubi. (2021). "Investigation of the Spread of Disease in the Capital Market of Iran". Journal of Management and Industries, 12: 45-34 (in Farsi).

Neaime, S. (2012). "The Global Financial Crisis, Financial Linkages and Correlations in Returns and Volatilities in Emerging MENA Stock Markets". Emerging Markets Review, 13(3) :268-282.

Nejati, Mehdi, & Balaghi, Inalo Yasser. (2022). "Analysis of the Benefits of Iran's Membership in the Shanghai Cooperation Organization: A Calculable General Equilibrium Approach". Economic research (sustainable growth and development), 22(2): 118-89 (in Farsi).

Radpour, Maitham, and Abdoh Tabrizi, Hossein. (2009). *Market Risk Measurement and Management*. Conscious Publications, 1st. edition (in Farsi).

Shanaev, S., & Ghimire, B. (2019). "Is all Politics Local? Regional Political Risk in Russia and the Panel of Stock Returns". Journal of Behavioral and Experimental Finance, 21: 70-82.

Sobhi, Samin, Samti, Morteza, Qobadi, Sara, and Samati, Majid. (2020). "Investigating the Impact of Shocks on Iran's Economic Growth in the Institutional Environment". Economic Modeling Quarterly, 14(4): 53-78 (in Farsi).

Sobhi, Samin, Samti, Morteza, Qobadi, Sara, and Samati, Majid. (2022). "Analysis of the Impact of Institutional Variables on the Structure of the Macro Economy of Iran (With an Emphasis on the Economic Freedom Index)". Development and Capital Magazine. 7(1): 1-26 (in Farsi).

Shirzadi, Ahmadreza, Rahimzadeh, Ashkan, Naghilo, Ahmad, and Zamani, Zahra (2011). "The Effect of America's Withdrawal from JCPOA and Damaging Deals on Stock Market Performance". Stock Exchange Quarterly, No. 59: 221-244 (in Farsi).

Saneifar, M. S. P. (2020). "Comparison of Complex Networks of Stock Exchange Markets and Economic Variables in the Era before and after the Spread of the Corona Virus (Covid-19)". Economic Modeling Research Quarterly, No. 40: 123-152 (in Farsi).

Zhang, D., Hu, M., & Ji, Q. (2020). "Financial Markets under the Global Pandemic of COVID-19". Finance Research Letters, 36: 101-528.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 133-154

Evaluation of the Turbulence Spillover Caused by the Covid-19 Epidemic on the Stock Returns of Iran, China and a Few Selected Countries

Nooshin Bagheri Zamani[1]
Hooshang Shajari[2]
Morteza Sameti[3]
Zahra Zamani[4]

Received: 2023-1-24 Accepted: 2023-2-10

Abstract

Introduction:

The return of the stock market is affected by several factors; although some of which are not economic, they strongly affect the financial markets. The Covid-19 epidemic is also among these factors that has severely affected the global economy, empathetically the financial markets. Therefore, considering the importance of this epidemic in the stock market, the current study evaluates the effects of the Covid-19 epidemic crisis on the stock return index of the financial markets of China, America, and France; besides, it examines its spillover effects on Iran. To investigate the contagion of turbulence and the direction of spillover from the mentioned countries to Iran, the weekly data of the stock return index available on the websites of the Iranian Stock Exchange have been used. Moreover, the stock exchange of foreign countries during two periods: before the outbreak of the Covid-19 epidemic (January 2018 to December 2019) and the time of the outbreak of the Covid-19 epidemic (January 2020 to December 2021) have been examined. Then Oxmetrics software was used to check the conditional correlation, and SPSS software was used to measure the stationarity and unconditional correlation.

Methodology:

The present research evaluates the spillover effects of the covid-19 epidemic on the stock return index of the financial markets of China, America, and France and examines the mutual relationship between the aforementioned countries and Iran using the weekly stock return data of Iran and foreign countries. It has been analyzed using (DCC-GARCH) and (CCC-GARCH) models.

1. Ph.D. student of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics Shahid Ashrafi Esfahani University, Isfahan, Iran, E-mail: No.bagheri2014@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics Shahid Ashrafi Esfahani University, Isfahan, Iran (Corresponding Author), E-mail: Shajari77@gmail.com
3. Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran E-mail:sameti@ase.ui.ac.ir
4. Postdoc Researcher of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran, E-mail: Z_zamani85@yahoo.com

Results and Discussion:

In this article, α_{ii} represents the effects of arch in each of the variables' past period turbulences, and α_{ij} represents the effects of the shock of variable i on the current shock of variable j. This spillover effect is calculated as the square of the residuals arising from the forecasted yield patterns. Garch effects are considered as β_{ii}. In other words, β_{ii} shows the stability of the shock in each of the series.

ρij also expresses the conditional correlation between two variables, which provides a representation of their simultaneous movement. Of course, both terms α_{ij} and β can indicate the overflow between indicators, because the shock overflow effect is determined by non-diagonal values. In the constant conditional correlation model, coefficients α_{ii} and β_{ii} are significant. In other words, they represent the amount of shock transmission in the conditional shocks of countries' returns.

Conclusion:

The results indicate that in the post-epidemic period, the Iranian stock market experienced a decrease in stock returns, which can be caused by factors such as the imposition of sanctions and the stagnation of economic activities in addition to the spread of Covid-19. Also, the collapse of the Iranian stock market, which occurred in August 2019, led to the confusion and pessimism of more and more investors and finally led to the withdrawal of capital from the stock market. In such an uncertain and chaotic atmosphere, the spread of Covid-19 also aggravated the existing conditions due to the restrictions and also the implementation of government quarantines. Also, the results show that at the moment of the outbreak of the Covid-19 virus, all the sample countries have faced a decrease in stock returns. During the covid-19 epidemic, the impact of the Iranian stock market on China has been greater than that of other studied countries, which is important because China and Iran are each other's trading partners. It should be mentioned that during this period due to restrictions on the borders, the relationship between Iran and China became prominent. Also, Iran's stock market is not strong enough to influence global financial markets including China, America and France.

The growth of the stock return index has been increasing during the four-year period (2018-2021) in China, America and France, however the stock return index of Iran has been decreasing. The growth of China's stock returns during this period has been higher than that in the other studied countries. Also, the stock return index of all sample countries has faced a decrease in the stock returns during the outbreak of Covid-19.

Keywords: Covid-19 pandemic, stock return index, financial markets, Constant conditional correlation, dynamic conditional correlation

JEL Classification: G

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهار، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۱۸۷-۱۵۵

بررسی اثرات مخارج سلامت عمومی بر متغیرهای کلان اقتصاد در شرایط شیوع یک بیماری همه‌گیر: کاربردی از الگوی کینزی جدید

علی کشاورزی[۱]
حمیدرضا حرّی[۲]
شکوه محمودی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۷/۲۳ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۸/۷**

چکیده

بیماری‌های همه‌گیر، بخش جدایی‌ناپذیر تاریخ جوامع بشری هستند و همواره آثار بلندمدت آنها مورد توجه قرار گرفته است. شیوع ویروس کووید-۱۹ در اواخر سال ۲۰۱۹ باعث شد تا اقتصاددانان با استفاده از الگوهای مختلف که معمولاً بر پایه تعادل جزئی بودند، به بررسی آثار اقتصادی شیوع یک بیماری همه‌گیر بپردازند. در این مطالعه، با انگیزه درک اثر شیوع یک بیماری همه‌گیر و پاسخ‌های سیاستی آن بر شرایط اقتصاد و سلامت، از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا و دیدگاه کینزی جدید استفاده شده است. بررسی توابع عکس‌العمل متغیرها به تکانه سلامت ناشی از شیوع یک بیماری همه‌گیر، حاکی از کاهش ساعات اشتغال، تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، وضعیت سلامت و افزایش تورم است. در پاسخ به این شرایط، افزایش مخارج سلامت عمومی به همگرایی سریع‌تر متغیرهای کلان اقتصادی به مقدار شرایط پایدار خود منجر می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از شبیه‌سازی، پیشنهاد می‌گردد که دولت‌ها از تجربیات مرتبط با موج اول شیوع بیماری استفاده و خود را به ابزارهای لازم مجهز کرده تا در زمان قرنطینه اجتماعی موقت نیز از آنها استفاده کنند (مانند توانایی انجام آزمایش‌ها بر روی بخش بزرگی از جمعیت). توانایی شناسایی افراد آلوده و تحمیل قرنطینه‌های شخصی به جای قرنطینه‌های بی‌رویه، رکود را کاهش می‌دهد. راه حل دیگر برای کنترل یک بیماری همه‌گیر، واکسینه کردن جمعیت انبوه برای دستیابی به ایمنی گله‌ای است. یک برنامه موفق واکسیناسیون، می‌تواند نیاز به سیاست‌های سخت‌گیرانه قرنطینه و قرنطینه اجباری را کاهش دهد. همه این موارد، مستلزم افزایش مخارج سلامت عمومی است.

واژگان کلیدی: بیماری همه‌گیر، ریسک فاجعه سلامت، مخارج سلامت عمومی، تعادل عمومی تصادفی پویا، کینزی جدید
طبقه‌بندی JEL: E32, H30, I18, D58

۱. دکتر در اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان (نویسنده مسؤول)
A.keshavarzi@aem.uk.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان horryhr@uk.ac.ir
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان
Shokooh.mahmoodi@aem.uk.ac.ir

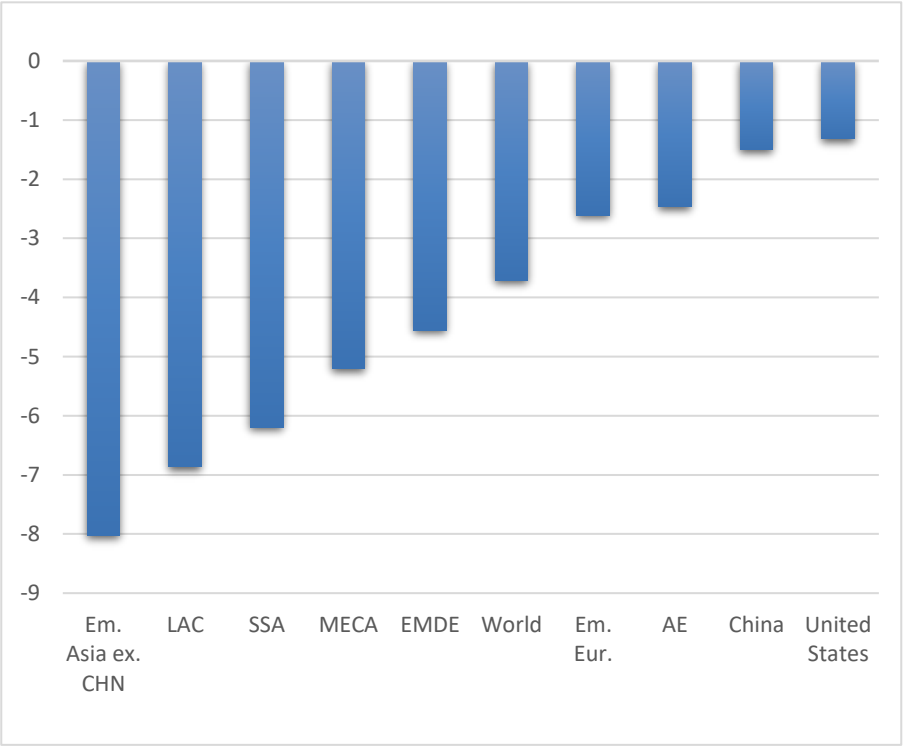
۱. مقدمه

بیماری‌های همه‌گیر، بخش جدایی‌ناپذیر تاریخ جوامع بشری هستند و همواره آثار بلندمدت آنها مورد توجه قرار گرفته است (نورث و توماس[۱]، ۱۹۷۳؛ سیپولا[۲]، ۱۹۷۴). طاعون‌های عظیمی از زمان طاعون ژوستینیان[۳] در قرن ششم پس از میلاد تا مرگ سیاه[۴] در قرن چهاردم و در دوران مدرن وبا[۵]، آنفولانزای اسپانیایی[۶] در قرن بیستم، آثار اجتماعی و اقتصادی گسترده‌ای داشتند (بورنر و سیورجنینی[۷]، ۲۰۱۴). مرگ سیاه، جان ۳۰ تا ۶۰ درصد جمعیت اروپا را گرفت و بر اساس اثرات ثروت مالتوس[۸]، شرایط رشد بلندمدت اروپای غربی را مهیا کرد (ویجلاندر و وث[۹]، ۲۰۱۳). در سال ۱۹۱۸ با شیوع آنفولانزای اسپانیایی حدود ۵۰۰ میلیون نفر در سراسر جهان به ویروس آلوده شدند و ۱۰۰-۵۰ میلیون نفر پس از عفونت، بین سال‌های ۱۹۱۸ تا ۱۹۲۰ جان خود را از دست دادند (جانسون و مولر[۱۰]، ۲۰۰۲).

در اواسط دسامبر سال ۲۰۱۹، کرونا ویروس[۱۱] که ویروس عفونی جدید است، در شهر ووهان[۱۲]، پرجمعیت‌ترین شهر در مرکز چین شیوع یافت. شیوع با سرعت بالای این بیماری، به یک بحران در سلامت عمومی تبدیل شد؛ تا جایی که سازمان جهانی بهداشت[۱۳]، آن را به عنوان یک بیماری جهانی بی‌سابقه معرفی کرد. در ماه مارس ۲۰۲۰، اروپا به مرکز همه‌گیر کرونا تبدیل شد و بسیاری از کشورها محدودیت‌هایی را برای تحرک انسانی اعمال کردند (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۲۰). این محدودیت‌ها، موجب اختلال در فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی شدند.

صندوق بین‌المللی پول[۱۴] در آوریل ۲۰۲۰، پیش‌بینی کرد که در نتیجه این همه‌گیری، اقتصاد جهانی در این سال، رشد ۳- درصد را تجربه می‌کند که بسیار بدتر از بحران مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۸ است (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۲۰). باتوجه به ساخت واکسن‌های مختلف، این صندوق در ژانویه ۲۰۲۱ پیش‌بینی کرد که اقتصاد جهانی در سال ۲۰۲۱، رشد ۵/۵ درصد و در سال ۲۰۲۲، رشد ۴/۲ درصدی داشته باشد (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۲۱). شکل ۱ پیش‌بینی صندوق بین‌المللی پول را در مورد درصد زوال تولید ناخالص داخلی سال ۲۰۲۲ نسبت به قبل از شیوع کووید-۱۹ (چشم‌انداز اقتصاد جهانی[۱۵]، ژانویه ۲۰۲۰)، به تفکیک منطقه نشان می‌دهد.

1. North & Thomas (1973).
2. Cipolla (1974).
3. Plague of justinian
4. Black death
5. Cholera
6. Spanish flu
7. Boerner & Severgnini (2014).
8. Malthus
9. Voigtlaender and Voth (2013).
10. Johnson & Mueller (2002).
11. Coronavirus Disease 2019: COVID-19.
12. Wuhan.
13. World Health Organization
14. International Monetary Fund
15. World Economic Outlook



منبع: صندوق بین‌المللی پول (۲۰۲۲)

شکل ۱: درصد زوال پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۲۲ نسبت به پیش‌بینی قبل از شیوع کووید-۱۹ در ژانویه ۲۰۲۰ به تفکیک منطقه

* توجه: اقتصادهای پیشرفته (Advanced Economies (AE))، آسیای نوظهور و در حال توسعه به استثنای چین (EM. Asia ex. CHN)، اروپای نوظهور و در حال توسعه (EM. Eur)، بازارهای نوظهور و اقتصادهای در حال توسعه (EMDE)، آمریکای لاتین و کارائیب (LAC)، خاورمیانه و آسیای مرکزی (MECA) و جنوب صحرای آفریقا (SSA).

با توجه به شکل ۱، بیشترین و کمترین درصد زوال تولید ناخالص داخلی، به ترتیب، مربوط به مناطق آسیای نوظهور و در حال توسعه به استثنای چین، و ایالات متحده است.

ایران، نخستین مورد تأیید شده بیماری کووید-۱۹ را در ۱۹ فوریه ۲۰۲۰ در شهر قم گزارش داد. عرضه کل اقتصاد نیز به دلیل اختلال در شبکه تأمین مواد اولیه و محدودیت فعالیت برخی از واحدهای صنفی، با تکانه مواجه شد. به دلیل تعطیلی کسب‌وکارها که منجر به تعدیل نیروی‌کار و درنتیجه، کاهش درآمد خانوار شد، تقاضای کل کاهش‌یافت؛ و در بخش بین‌المللی، کاهش تقاضا برای

صادرات محصولات ایران (و به طورکلی کاهش تجارت جهانی)، تقاضای کل را از طرف تجارت خارجی متأثر کرد (سبحانیان، روحانی و شهبازی غیاثی، ۱۳۹۸). از سوی دیگر، اختلال در اقتصاد چین، موجب کاهش قیمت نفت و فرآورده‌های نفتی شد و از این طریق، آثار کرونا ویروس بر اقتصاد جهان و به طور ویژه در ایران احساس شد (آریزکی و لیو[1]، ۲۰۱۸).

پس از شیوع بیماری، دولت طیف وسیعی از اقدامات را برای محدود کردن شیوع ویروس وضع کرد، که مهم‌ترین آنها توقف پروازها از چین، تعطیلی مدارس و دانشگاه‌ها، مراکز خرید، بازارها و اماکن مذهبی اصلی و ممنوعیت تجمعات فرهنگی و مذهبی بود. حمایت از صندوق بیمه بیکاری، پرداخت‌های بلاعوض به قشر آسیب‌پذیر، پرداخت وام‌های یارانه به بنگاه‌های آسیب دیده از جمله اقدامات مالی دولت بود. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، برای واردات دارو اعتبار در نظر گرفت. واکسیناسیون‌های دسته جمعی در ایران از فوریه ۲۰۲۱ آغاز شد و دولت، هدف واکسینه ۶۰ میلیون ایرانی (۹۵ درصد از جمعیت بزرگسال) را تا پایان مارس ۲۰۲۲ در چهار مرحله دنبال کرد (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۲۱).

شواهد، حاکی از آثار عمیق همه‌گیری‌هایی مانند بیماری کووید-۱۹ بر اقتصاد کشورها است. در اکثر مطالعات، از الگوهای همه‌گیرشناسی[2] برای پیش‌بینی شیوع بیماری استفاده شد؛ اما این الگوها یک نقص اساسی دارند؛ زیرا تعامل بین تصمیمات اقتصادی و میزان آلودگی را در نظر نمی‌گیرند (ایچنباوم، ربلو و تراباندت[3]، ۲۰۲۱).

در پژوهش حاضر، برای درک اثر شیوع یک بیماری همه‌گیر و پاسخ‌های سیاستی آن بر شرایط اقتصاد و سلامت، از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا[4] و دیدگاه کینزی جدید[5] استفاده شده است. الگوهای DSGE بر خلاف الگوهای تعادل عمومی قابل محاسبه[6]، در یک محیط تصادفی هستند و از آنجایی که مدت زمان شیوع و اثرگذاری ویروس بر اقتصاد مشخص نیست، استفاده از این الگوها مناسب‌تر است (یانگ، ژانگ و چن[7]، ۲۰۲۰).

در این راستا، ساختار مطالعه حاضر بدین شرح ساماندهی شده است: بخش دوم، ادبیات موضوع درخصوص آثار وضعیت سلامت و پاسخ‌های سیاستی آن بر متغیرهای کلان اقتصادی ارائه می‌شود. در بخش سوم، یک الگوی DSGE مبتنی بر دیدگاه NK برای اقتصاد ایران تصریح شده، و بخش

1. Arezki & Liu (2019).
2. Epidemiology
3. Eichenbaum, Rebelo, & Trabandt (2021).
4. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE).
5. New Keynesian (NK).
6. Computable General Equilibrium (CGE).
7. Yang, Zhang, & Chen (2020).

چهارم، شامل کالیبره و تنظیم مقادیر ورودی پارامترها و ارزیابی برازش الگو است و در بخش پنجم، توابع عکس‌العمل آنی[1] حاصل از شبیه‌سازی و تجزیه و تحلیل نتایج پژوهش آمده، و بخش پایانی به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. مرور ادبیات

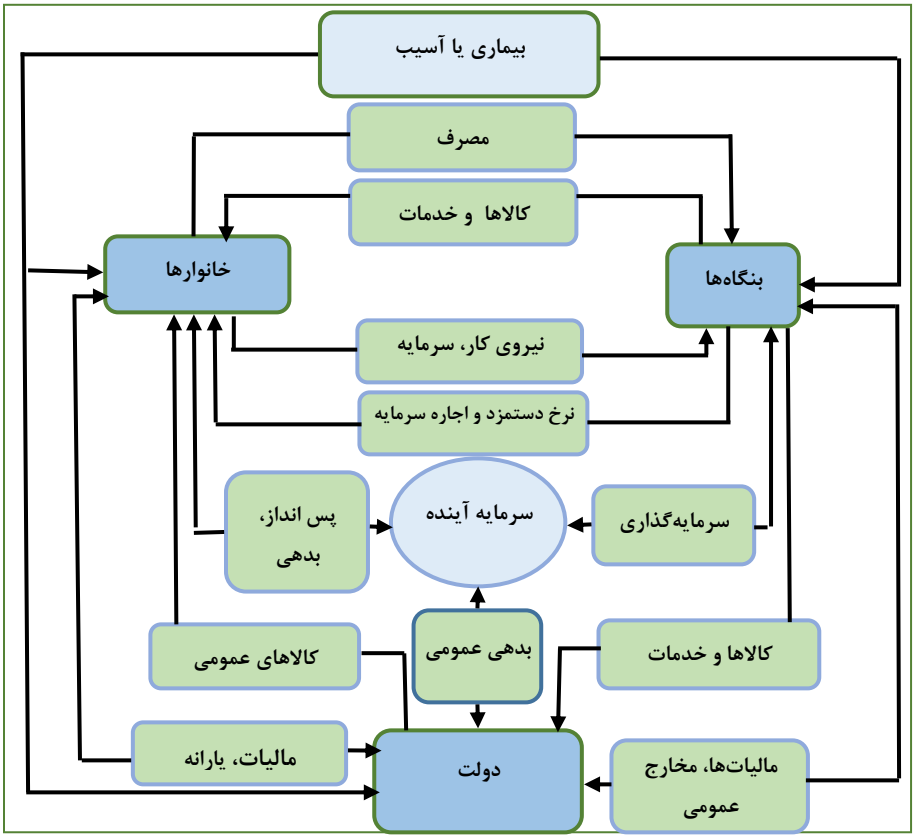
۲-۱. ادبیات نظری

۲-۱-۱. اثر شیوع بیماری بر کارگزاران اقتصاد و روابط آنها با یکدیگر

به طور کلی، بیماری‌های همه‌گیر باعث می‌شوند که بیمارها و مراقبان آنها کار نکنند و یا ساعات کمتری کار کنند. این امر، به کاهش اشتغال منجر خواهد شد. به عبارت دیگر در سطح خرد، میزان فعالیت هر فرد، به وضعیت سلامت[2] وی بستگی دارد و بنابراین، وضعیت سلامت، مقدار و بهره‌وری نیروی‌کار عرضه شده در اقتصاد و در نهایت، میزان انباشت سرمایه انسانی را متأثر می‌سازد (بلوم، کادارت و سویلا[3]، ۲۰۱۸). در سطح کلان، سازمان جهانی بهداشت (۲۰۰۹)، با استفاده از جریان تولید- درآمد ملی، نحوه تعامل عوامل خرد اقتصادی را نشان داده، سپس با استفاده از آن، کانال‌های اصلی انتقال اثر شیوع بیماری را به عنوان یک نشت[4]، بر خانوارها، بنگاه‌ها و دولت تحلیل کرده است (شکل ۲).

بیماری و آسیب، به عنوان یک نشت، ممکن است توانایی اقتصادی خانوارها را تا حدی با چالش مواجه سازد که مجبور به استفاده از وام و بدهی شوند. به عبارت دیگر، یکی از پیامدهای این نشت، کاهش نیروی‌کار مؤثر خانوار و درآمد آنها می‌باشد. از سوی دیگر، کاهش عرضه نیروی‌کار، بر فعالیت‌های عملیاتی بنگاه‌ها اثر منفی می‌گذارد که کاهش عرضه بنگاه‌ها را در پی دارد و در نهایت، تقاضای کل کاهش می‌یابد. چنان‌چه این نشت، با تزریق‌هایی مانند افزایش عرضه کالاهای عمومی همراه نشود، موجب کاهش تولید ناخالص داخلی خواهد شد. بنابراین، بیماری‌ها می‌توانند بر بسیاری از تصمیمات اقتصادی خانوار تأثیرگذار باشند (گویسو، جاپلی و پایستافری[5]، ۲۰۰۲).

1. Impulse response function.
2. Health status.
3. Bloom, Cadarette, & Sevilla (2018).
4. Leakages.
5. Guiso, Jappelli, & Pistaferri (2002).



منبع: سازمان جهانی بهداشت (۲۰۰۹)

شکل ۲: چهارچوب مفهومی برای شناسایی اثر بیماری بر اقتصاد کلان

۲-۱-۲. نقش دولت در اقتصاد از دیدگاه مکاتب اقتصادی

مکاتب اقتصادی در مورد حضور و نقش دولت در شرایط مواجهه با بحران‌ها، دیدگاه‌های متفاوتی دارند. مکتب کینزی، بر ضرورت حضور دولت در اقتصاد تأکید داشته است. در مکتب کینزی چنین استدلال می‌شود که اقتصاد همواره با تکانه‌های سمت تقاضا و عرضه مواجه است و سیاست‌گذاران با استفاده از سیاست های مالی و پولی مناسب (تأکید بر سیاست مالی)، می‌توانند آثار این تکانه‌ها را بر متغیرهای کلان اقتصادی خنثی و یا حداقل کنند. در مقابل، مکاتبی مانند پولیون به رهبری فریدمن، چنین استدلال می‌کنند که سیستم اقتصادی به طور ذاتی پایدار است و دولت می‌باید از هرگونه مداخله سیاستی جهت تثبیت اقتصاد پرهیز کند. از منظر ادوار تجاری حقیقی، عوامل حقیقی، منشأ

نوسانات هستند و در این صورت، نمی‌توان ادوار تجاری را موقتی به حساب آورد (کینگ، پلاسر و ربلو[1]، ۱۹۸۸a؛ ۱۹۸۸b).

فارغ از هر نوع نگرش مکتبی، به طور کلی اجرای هر نوع سیاست مالی، متغیرهای کلان اقتصادی نظیر مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال را متأثر خواهد کرد. اهمیت این مسأله، زمانی بیشتر روشن خواهد شد که اگر دولت در هنگام مواجهه اقتصاد با یک تکانه، سیاست مالی خاصی (سیاست مالی مبتنی بر صلاحدید[2]) را دنبال کند، ممکن است باعث تشدید یا تضعیف اثر تکانه بر متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به حالتی شود که هیچ‌گونه سیاست مالی (سیاست مالی انفعالی[3]) را دنبال نکرده است (رافعی، بهرامی و دانش‌جعفری، ۱۳۹۳).

نظر به اینکه، تکانه سلامت ناشی از شیوع یک بیماری همه‌گیر، اقتصاد را از سمت عرضه و تقاضا تحت تأثیر قرار می‌دهد، حضور دولت‌ها در بخش‌های مختلف اقتصاد بویژه بخش سلامت ضروری است. این حضور در قالب سیاست‌های صلاحدیدی مختلف مانند افزایش مخارج سلامت عمومی، یارانه‌های هدفمند به اقشار آسیب‌پذیر و قرنطینه‌های اجتماعی صورت می‌پذیرد.

۲-۲. ادبیات تجربی

ادبیات مربوط به ارتباط بین بیماری‌های همه‌گیر و اقتصاد کلان، وسیع نیست (کاستا جونیور و همکاران[4]، ۲۰۲۱)؛ اما با افزایش فراوانی همه‌گیری‌ها از سال ۲۰۰۰، بسیاری از محققان به این موضوع پرداخته‌اند.

گروسمن[5] (۲۰۰۰)، با استفاده از نظریه سرمایه انسانی، الگویی را گسترش داد که در آن، بیماری مانع فعالیت کاری نیروی‌کار می‌شود و معادل دوره زمانی کسب مجدد سلامت، زمان انجام کار هدر خواهد رفت.

عاصم اوغلو و همکاران[6] (۲۰۰۱؛ ۲۰۰۲؛ ۲۰۰۳)، در مطالعات خود، تأکید کردند که وضعیت سلامت و محیط بیماری بر عملکرد اقتصاد مؤثر هستند.

بهارگوا و همکاران[7] (۲۰۰۱)، ارتباط مثبت بین وضعیت سلامت و رفاه اقتصادی را مستند کردند.

بر اساس مطالعه یانگ[8] (۲۰۰۵)، بیماری همه‌گیر، با کاهش تعداد زنان بارور و افزایش فرصت‌های شغلی زنان، موجب کاهش تولدها می‌شود. بنابراین، بیماری همه‌گیر می‌تواند باعث افزایش ساختاری دستمزدها در آینده شود.

---

1. King, Plosser & Rebelo (1988).
2. Discretionary Fiscal Policy
3. Hands off or Passive Policy
4. Costa Junior, Garcia-Cintado, & Junior (2021).
5. Grossman (2000).
6. Acemoglu, Johnson & Robinson (2001; 2002; 2003).
7. Bhargava, Jamison, Lau, & Murray (2001).
8. Young (2005).

در مقابل، محققانی نظیر لورنتزن و همکاران[1] (۲۰۰۸)، بل و گرسباچ[2] (۲۰۰۹) و سرولاتی و سوند[3] (۲۰۱۵)، بر این باور هستند که بیماری همه‌گیر موجب افزایش مرگ و میر و عدم اطمینان در سرمایه‌گذاری سرمایه انسانی و افزایش تعداد یتیم‌ها می‌شود؛ که این عوامل، خانوارها را ترغیب می‌کند تا فرزند بیشتری داشته باشند؛ در حالی‌که سرمایه‌گذاری کمتری در آموزش انجام می‌دهند. بر اساس این دیدگاه، بیماری‌های همه‌گیر با کاهش سرمایه انسانی و افزایش رقابت در بازار کار، موجب کاهش دستمزدها در آینده می‌شوند.

بلوم، وایت و کارانگال سن خوزه[4] (۲۰۰۵)، از الگوی پیش‌بینی اقتصادی آکسفورد برای تخمین آثار اقتصادی بالقوه یک بیماری همه‌گیر ناشی از جهش سویه آنفلوانزای مرغی[5] استفاده کردند و نشان دادند که تولید ناخالص داخلی جهانی ۰/۶ درصد کاهش می‌یابد.

هالیدی، هی و ژانگ[6] (۲۰۰۹)، با هدف بررسی آثار تغییر وضعیت سلامت بر انگیزه‌های مصرف و پس‌انداز، یک الگوی نسل‌های همپوشان پویای تصادفی[7] شامل موجودی (ذخیره) سلامت درونزا[8] را برای ایالات متحده مقداردهی[9] کردند. نتایج نشان داد که انگیزه پس‌انداز، تقریباً سه برابر بیشتر از انگیزه مصرف در اوایل دهه ۲۰ زندگی است، اما در طول چرخه زندگی کاهش می‌یابد تا اینکه ناپدید شود. در مقابل، انگیزه مصرف با افزایش سن بیشتر می‌شود.

تورج[10] (۲۰۱۳)، یک الگوی اقتصاد باز[11] کینزی جدید برای شبیه‌سازی پیامدهای اقتصادی همه‌گیری آنفولانزا در لهستان طراحی کرد. نتایج نشان می‌دهد که شبیه‌سازی هزینه‌های غیرمستقیم در الگوی کینزی جدید، کمتر از برآوردهایی است که می‌توان با استفاده از یک رویکرد سرمایه انسانی به‌دست آورد.

یاگی هاشی و دو[12] (۲۰۱۵)، با انگیزه بررسی نقش مخارج بهداشت و سلامت در حرکت چرخه‌های تجاری، یک الگوی تعادل عمومی طراحی کردند که در آن، تقاضای مراقبت‌های بهداشتی از تقاضای سایر کالاها تمیز داده شد. به عبارت دیگر، با استفاده از این الگو، پویایی تورم[13] (رفتار تورم در پاسخ به تغییرات سیاست پولی) و رفتار چرخه‌ای سلامت را مطابق با داده‌های ایالات متحده ایجاد کردند. نتایج نشان داد که یک شوک سیاست پولی انبساطی، محصول تعادلی را افزایش داده، اما تورم در

1. Lorentzen, McMillan & Wacziarg (2008).
2. Bell & Gersbach (2009).
3. Cervellati & Sunde (2015).
4. Bloom, Wit & Carangal-San José (2005).
5. Avian influenza
6. Halliday, He & Zhang (2009).
7. Stochastic Dynamic Overlapping Generations model.
8. Endogenous
9. Calibration
10. Torój (2013).
11. Open Economy
12. Yagihashi & Du (2015).
13. Inflation dynamics

بخش مراقبت‌های بهداشتی، بسیار کمتر از سایر بخش‌ها افزایش می‌یابد، که مطابق با یافته‌های تجربی است.

واسایلو[1] (۲۰۱۷)، با گنجاندن وضعیت سلامت و بهداشت در تابع مطلوبیت خانوار، به بررسی ادوار تجاری حقیقی و تأثیر آن بر بهره‌وری نیروی‌کار در اقتصاد ایالات متحده پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که تکانه سلامت، نمی‌تواند مسؤول ایجاد چرخه‌های تجاری باشد.

یانگ، ژانگ و چن (۲۰۲۰)، با هدف تحلیل اثر همه‌گیری کرونا بر بخش گردشگری چین، یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا طراحی کردند. در این مطالعه، مطلوبیت خانوار، تابعی از مصرف در طول زندگی و وضعیت سلامت در نظر گرفته شده است. از آنجا که شیوع ویروس کرونا، مانع مصرف کالاها و خدمات گردشگری و اُفت وضعیت سلامت می‌شود، رفاه نیز کاهش می‌یابد. از نظر آنها، یکی از سیاست‌های احتمالی برای بهبود وضعیت گردشگری پس از بحران، یارانه مصرف کالاها و خدمات گردشگری است.

آسویان، داوتیان، ایگیتین، کارتاشیان و مانوکیان[2] (۲۰۲۰)، در مطالعه خود به منظور شبیه‌سازی اثر تکانه سلامت بر اقتصاد ارمنستان، یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید برای اقتصاد بسته گسترش دادند. نتایج نشان داد که تصمیمات مردم برای کاهش مصرف و ساعات کار، به دلیل بحران سلامت، منجر به رکود اقتصادی می‌شود و این امر، گسترش ویروس را کاهش می‌دهد. همچنین سیاست پولی انبساطی، میزان اُفت تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد.

۳-۲. ارزیابی مطالعات پیشین، شکاف مطالعاتی و نوآوری پژوهش

مرور مطالعات تجربی، حاکی از آن است که به دلیل جدید بودن ادبیات سلامت در اقتصاد کلان، این موضوع هنوز در مراحل ابتدایی پیشرفت خود قرار دارد و نیاز به تکامل بیشتر احساس می‌شود. همچنین مطالعاتی که در تحلیل خود، جنبه‌های متعددی را در نظر گرفته باشند، بسیار کم هستند و هر کدام، از دیدگاه خاصی به این موضوع پرداخته‌اند. به عنوان مثال، در الگوی DSGE طراحی شده توسط یانگ، ژانگ و چن[3] (۲۰۲۰)، مطلوبیت خانوار تنها تابعی از مصرف و وضعیت سلامت است؛ همچنین موجودی سرمایه به عدد ۱ نرمال‌سازی، و از تحلیل حذف شده، کل ساعات در اختیار خانوار به ساعات اشتغال و فراغت تخصیص یافته، و به عبارت دیگر، ساعات قرنطینه به عنوان بخشی از ساعات فراغت در نظر گرفته شده است.

در الگوی DSGE طراحی شده توسط واسایلو (۲۰۱۷)[4]، سرمایه‌گذاری سلامت[5]، تابعی از فعالیت‌های بازآفرینی[6] است و مصرف کالاهای سلامت (مخارج سلامت) در آن نقش ندارد.

1. Vasilev (2017).
2. Asoyan, Davtyan, Igityan, Kartashyan, & Manukyan (2020).
3. Yang, Zhang, & Chen (2020).
4. Vasilev (2017).
5. Health investment
6. Recreational activities

آسویان، داوتیان، ایگیتین، کارتاشیان و مانوکیان (۲۰۲۰)، در مطالعه خود از یک الگوی پیش پرداخت نقدی[1] استفاده کردند. آنها سرمایه‌گذاری سلامت را تابعی از ساعات قرنطینه و مخارج سلامت خانوار در نظر گرفتند و دولت را خارج از مبانی اقتصاد خرد وارد الگو کردند. همچنین برای ورود مباحث چسبندگی قیمت‌ها به بلوک بنگاه‌ها، از رویکرد کالوو[2] (۱۹۸۳) استفاده نمودند. با توجه به بررسی‌های انجام شده، تاکنون اثر شیوع یک بیماری همه‌گیر و پاسخ‌های سیاستی آن بر شرایط اقتصاد با استفاده از یک الگوی DSGE مورد ارزیابی قرار نگرفته است.

در این راستا، مطالعه حاضر، جزو اولین مطالعات در حوزه همه‌گیری است که با بهره‌گیری از الگوی پول در تابع مطلوبیت[3] و رویکرد روتمبرگ[4] (۱۹۸۲)، ضمن شبیه‌سازی آثار اقتصادی شیوع یک بیماری همه‌گیر، نقش افزایش مخارج سلامت عمومی را در پاسخ به این بحران، برای اقتصاد ایران تحلیل کرده است.

۳. توصیف الگو

هسته اولیه پژوهش حاضر، بر اساس تلفیق الگوهای گروسمن[5] (۲۰۰۰)، واسایلو[6] (۲۰۱۷)، یانگ، ژانگ و چن[7] (۲۰۲۰) طراحی، و با بسط این الگوها، اثر یک بیماری عفونی همه‌گیر و پاسخ‌های سیاستی آن بر پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصاد ایران، بررسی شده است.

۳-۱. مسأله خانوارها

در این بخش، ترجیحات خانوارها در تابع مطلوبیت، شامل دنباله‌ای از مصرف، وضعیت سلامت، مانده‌های حقیقی پول و عرضه کار است و بر این اساس، هر خانوار، مطلوبیت انتظاری دوران زندگی خود را حداکثر می‌کند:

$$\mathrm{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \ln c_t + \psi_s \frac{S_t^{1-v}}{1-v} + \psi_m \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) - \psi_n H_t^w \right\}, \qquad (۱)$$

که در آن، E_0 ارزش انتظاری عملگر، C_t مصرف حقیقی خانوار، S_t سرمایه (وضعیت) سلامت، M_t مانده‌های اسمی پول، P_t سطح عمومی قیمت‌ها و H_t^w ساعات اشتغال در دوره t است.

همچنین $0 < \beta < 1$ عامل تنزیل تابع مطلوبیت، v معکوس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای وضعیت سلامت، $\psi_s > 0$ وزن سلامت در تابع مطلوبیت خانوار، $\psi_n > 0$ پارامتر عدم ترجیحات عرضه کار و ψ_m کشش بهره‌ای تقاضای پول است.

1. Cash in Advance
2. Calvo (1983).
3. Money-in-the-utility function (MIU)
4. Rotemberg (1982).
5. Grossman (2000).
6. Vasilev (2017).
7. Yang, Zhang, & Chen (2020).

خانوار، هر دوره زمانی (t) را به کار H_t^w، بازآفرینی (قرنطینه) H_t^q، و فراغت L_t^H تخصیص می‌دهد که این زمان در معادله ذیل، به عدد ۱ نرمال سازی شده است.

$$H_t^w + H_t^q + L_t^H = 1 \qquad (۲)$$

خانوار در ازای هر ساعت کار، نرخ دستمزد اسمی W_t دریافت می‌کند و درآمد حقیقی معادل $\frac{W_t}{P_t}.H_t^w$ کسب خواهد کرد.

علاوه بر این، سرمایه سلامت در طول زمان با نرخ δ^s مستهلک می‌شود و برای حفظ سلامت، می‌باید در آن سرمایه‌گذاری $\mathrm{I_t^s}$ صورت پذیرد. معادله حرکت سلامت به صورت ذیل معرفی می شود:

$$S_{t+1} = [I_t^s + (1-\delta^s)S_t] - (Z_t\,.\,\omega) \qquad (۳)$$

که در آن، z_t ریسک فاجعه سلامت، است و از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$ln(\tfrac{Z_t}{\bar{Z}}) = \rho_z ln(\tfrac{Z_{t-1}}{\bar{Z}}) + \varepsilon_t^z, \qquad \varepsilon_t^z \sim N(0,\sigma_z^2) \qquad (۴)$$

در این معادله، $\bar{Z} > 0$ سطح وضعیت باثبات فرایند ریسک فاجعه سلامت، $0 < \rho_Z < 1$ پارامتر ماندگاری خودرگرسیو مرتبه اول و ε_t^z تکانه‌های تصادفی به فرایند ریسک فاجعه سلامت هستند. در رابطهٔ زیر نیز ω اندازه بحران[۱]، و $\mathrm{I_t^s}$ سرمایه‌گذاری در سلامت است و تابعی از مخارج حقیقی سلامت کل(X_t^s) و صرف زمان قرنطینه $w_t H_t^q$ می‌باشد:

$$\mathrm{I_t^s} = (\mathrm{X_t^s})^{\phi}(\mathrm{w_t H_t^q})^{1\text{-}\phi} \qquad (۵)$$

که در این رابطه، $0 < \phi < 1$ و $1-\phi$ به ترتیب، کشش سرمایه‌گذاری سلامت نسبت به مخارج سلامت و زمان قرنطینه است. مخارج سلامت توسط خانوار و بخش عمومی انجام می‌شود:

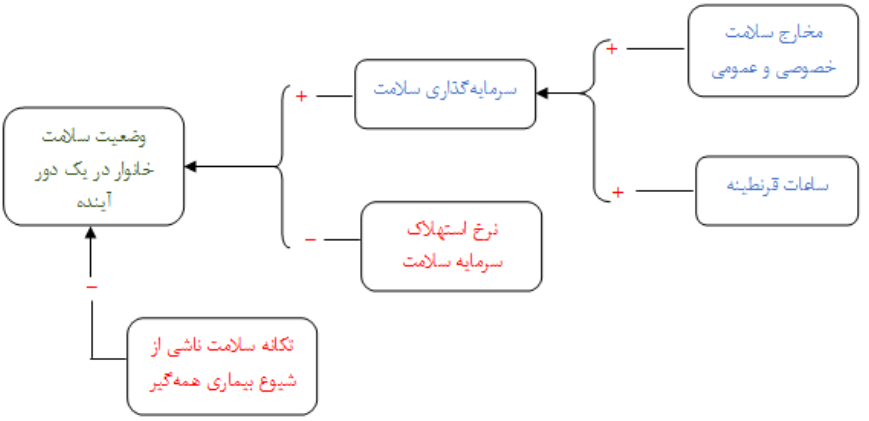
$$\mathrm{X_t^s} = \mathrm{X_t^{sp}} + \mathrm{X_t^{sg}} \qquad (۶)$$

که در آن، X_t^{sp} مخارج سلامت خانوار و $\mathrm{X_t^{sg}}$ مخارج سلامت بخش عمومی است.

شکل ۳، نحوه انباشت سرمایه را نشان می‌دهد. سرمایه‌گذاری سلامت، اثر مثبت و استهلاک سرمایه سلامت و بیماری، اثر منفی بر انباشت سرمایه سلامت دارد.

---

۱. پارامتر اندازه بحران، نرخ زوال سرمایه سلامت در اثر شیوع یک بیماری همه‌گیر بوده، که بر اساس مطالعه یانگ و ژانگ و چن (۲۰۲۰)، ۰/۱ مقداردهی شده است.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳: انباشت سرمایه سلامت

در نهایت، هر خانوار در سرمایه فیزیکی، سرمایه‌گذاری می‌کند و به عنوان صاحب سرمایه، درآمد حقیقی بهره‌ای به‌میزان $\frac{R_t^k}{P_t}.K_t$ 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. 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، و همچنین، دوره t را با مانده پول اسمی M_{t-1} و اوراق قرضه B_{t-1} آغاز می‌کند. خانوار نمونه، بخشی از درآمد خود را صرف کالاهای نهایی غیرسلامت و بخشی را صرف کالاهای سلامت می‌کند و بخشی از درآمد خانوار به صورت مانده حقیقی پول و اوراق مشارکت نگهداری می‌شود. سرمایه اقتصاد با توجه به سرمایه‌گذاری فیزیکی خانوار و نرخ استلاک سرمایه فیزیکی، تعدیل می‌یابد:

$$K_{t+1} = I_t^k + (1-\delta^k)K_t \qquad (۷)$$

که در این معادله، δ^k نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی بوده، و هر خانوار، با محدودیت بودجه ذیل مواجه است:

$$W_t.H_t^w + R_t^k.K_t + P_t(1-\delta^k)K_t + M_{t-1} + R_{t-1}.B_{t-1} + P_tD_t - P_tC_t$$
$$-P_t(oop_t.X_t^S) - P_tK_{t+1} - M_t - B_t - P_tT_t - W_t.H_t^q \geq 0 \qquad (۸)$$

که در آن، oop_t[1] سهم مخارج سلامت خانوار از مخارج سلامت کل است. R_{t-1} نرخ بهره اسمی دریافتی اوراق مشارکت از دوره t-1 و P_t خالص مالیات‌های پرداختی توسط خانوار در دوره t می‌باشد. با تقسیم رابطه بالا بر شاخص قیمت‌ها P_t ، معادله محدودیت بودجه حقیقی خانوار به صورت ذیل بازنویسی شده است:

1. Out-of-pocket payments.

$$\frac{W_t}{P_t}.H_t^w+\frac{R_t^k}{P_t}.K_t+\left(1-\delta^k\right)K_t+\frac{m_{t-1}+R_{t-1}.b_{t-1}}{\pi_t}+D_t-C_t-\left(oop_t.X_t^S\right)-K_{t+1}-\frac{M_t}{P_t}-\frac{B_t}{P_t}-T_t-\frac{W_t}{P_t}.H_t^q\geq 0 \quad (۹)$$

در این رابطه، $w_t=W_t/P_t$ نرخ دستمزد حقیقی، $r_t^k=R_t^k/P_t$ نرخ حقیقی اجاره سرمایه، $\pi_t=P_t/P_{t-1}$ نرخ ناخالص تورم، $m_t=M_t/P_t$ مانده حقیقی پول، $b_t=B_t/P_t$ ارزش حقیقی اوراق مشارکت و D_t سود حقیقی سهام است.

۲-۳. بنگاه‌ها

فرض بر این است که تعداد (j) بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای وجود دارند که در یک فضای رقابت انحصاری با قیمت‌های چسبنده، کالاهای ناهمگن Y_{jt} و جانشین ناقص یکدیگر تولید می‌کنند. کالاهای واسطه‌ای توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی تحت یک جمع‌گر دیکسیت- استیگلیتز[1] با یکدیگر ترکیب شده و به عنوان کالای نهایی Y_t به خانوارها عرضه می‌شود. تولیدکننده کالای نهایی، از تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES)[2] استفاده می‌کند:

$$Y_t\leq\int_0^1\left[Y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}}dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}},\quad\theta>1 \quad (۱۰)$$

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، مقدار استفاده از کالای واسطه‌ای (Y_{jt}) را به‌گونه‌ای تعیین می‌کند که سودش حداکثر گردد:

$$\text{Max}\quad P_tY_t-\int_0^1P_{jt}\,Y_{jt}\,dj \quad (۱۱)$$

که در آن، Y_t از رابطه ۱۰ جای‌گذاری می‌شود.

با توجه به قید ۱۰، شرط حداکثرسازی سود تولیدکننده کالای نهایی عبارت است از:

$$Y_{jt}=\left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta}.Y_t \quad (۱۲)$$

این رابطه، تابع تقاضای دیکسیت- استیگلیتز برای کالای واسطه‌ای j است که با قیمت‌های نسبی، رابطه غیرمستقیم و با محصول نهایی، رابطه مستقیم دارد.

شاخص قیمت کالای نهایی به صورت ذیل است:

$$P_t=\left[\int_0^1P_{jt}^{(1-\theta)}dj\right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (۱۳)$$

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای با استفاده از نیروی‌کار H_{jt}^w، سرمایه فیزیکی K_{jt}، سرمایه سلامت (وضعیت سلامت) S_t، فناوری کل A_t، و مطابق با تابع کاب-داگلاس، کالاهای ناهمگن j تولید می‌کنند:

$$Y_{jt}=A_tK_{jt}^{\alpha}(S_t.H_{jt}^w)^{1-\alpha} \quad (۱۴)$$

1. Dixit-Stiglitz.
2. Constant Elasticity of Substitution.

در این تابع، A_t نشان دهنده فناوری مشترک میان کلیه بنگاه‌های واسطه‌ای بوده، و فرض بر این است که از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln\left(\frac{A_t}{\bar{A}}\right)=\rho_A \ln\left(\frac{A_{t-1}}{\bar{A}}\right)+\varepsilon_t^A, \qquad \varepsilon_t^A \sim N(0,\sigma_A^2) \tag{۱۵}$$

که در آن، $\bar{A}>0$ سطح وضعیت باثبات فرایند بهره‌وری کل عوامل تولید، $0<\rho_A<1$ پارامتر ماندگاری خودرگرسیو مرتبه اول و ε_t^A تکانه‌های تصادفی به فرایند بهره‌وری کل عوامل تولید هستند. فرض دیگر الگو، این است که بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، با نوعی چسبندگی اسمی قیمت‌ها مواجه هستند که این چسبندگی با استفاده از الگوی روتمبرگ[1] (۱۹۸۲) و هزینه‌های تعدیل درجه دوم (الگوی دیب[2]، ۲۰۰۱) به صورت ذیل است:

$$Ac_{jt}=\frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{P_{jt}}{P_{jt-1}}-1\right)^2.Y_t \tag{۱۶}$$

که در آن، $\varphi_p \geq 0$ پارامتر هزینه تعدیل قیمت‌ها است. چنان‌چه $\varphi_p=0$ باشد، قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر و اگر $\varphi_p>0$ باشد، آنگاه قیمت‌ها چسبنده‌اند.

در این شرایط، مسأله پیش روی بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای j اُم، انتخاب سطحی از سرمایه، ساعات اشتغال، تولید کالای واسطه و قیمت‌هایی است که مجموع تنزیل شده جریان سود انتظاری را حداکثر کند:

$$Max\ E\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\lambda_t\frac{D_{jt}}{p_t}\right] \tag{۱۷}$$

S.t.

$$D_{jt}=P_{jt}.Y_{jt}-P_t.r_t^k.K_{jt}-P_t.w_t.H_{jt}^w-P_t\left[\frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{P_{jt}}{P_{jt-1}}-1\right)^2.Y_t\right] \tag{۱۸}$$

$$Y_{jt}=\left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta}.Y_t \tag{۱۹}$$

که $\beta^t\lambda_t$ ارزش مطلوبیت نهایی یک واحد سود اضافی، β^t عامل تنزیل سود سهام و λ_t مطلوبیت نهایی ثروت حقیقی است. فرض دیگر الگو اینکه، خانوارها مالکان بنگاه‌ها هستند که به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت می‌باشند.

۳-۳. بخش خارجی

صادرات در الگوی طراحی شده، تنها شامل صادرات نفت است که به طور کامل صادر شده و مصرف داخلی ندارد. درآمدهای حاصل از صادرات نفت از یک فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln\left(\frac{R_t^{oil}}{\bar{R}^{oil}}\right)=\rho_{R^{oil}}\ln\left(\frac{R_{t-1}^{oil}}{\bar{R}^{oil}}\right)+\varepsilon_t^{R^{oil}},\ \ \varepsilon_t^{R^{oil}}\sim N\left(0,\sigma_{R^{oil}}^2\right) \tag{۲۰}$$

1. Rotemberg (1982).
2. Dib (2001)

که در آن، R_t^{oil} درآمد نفت در دوره t و $\bar{R}^{oil}$ درآمد حقیقی حاصل از فروش نفت در شرایط پایدار، $0 < \rho_{R^{oil}} < 1$ پارامتر ماندگاری خودرگرسیو مرتبه اول و $\varepsilon_t^{R^{oil}}$ تکانه‌های تصادفی درآمدهای نفتی است.

همچنین رابطه تراز پرداخت‌ها (انباشت ذخایر خارجی) در این الگو به صورت ذیل است:

$$EX_t.FR_t = EX_t.FR_{t-1} + EX_t.\omega_o.R_t^{oil} \quad (۲۱)$$

که در این رابطه، FR_t خالص ذخایر خارجی اسمی بانک مرکزی در دوره t یا به‌عبارت دیگر، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بوده، که با استفاده از نرخ ارز اسمی EX_t، به پول داخلی در یک سیستم ارزی شناور مدیریت‌شده 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 استخراج کرد:

$$re_t.fr_t = \frac{re_t.fr_{t-1}}{\pi_t^f} + re_t.\omega_o.R_t^{oil} \quad (۲۲)$$

در این معادله، fr_t خالص ذخایر خارجی حقیقی بانک مرکزی، re_t نرخ ارز حقیقی، ω_o سهمی از درآمدهای نفتی است که دولت به صورت مستقیم به بانک مرکزی می‌فروشد و π_t^f سطح تورم خارجی (ایالات متحده) است که از نسبت قیمت‌های خارجی در دوره t به دوره t-1 حاصل می‌شود.

۴-۳. دولت

مخارج دولت از محل درآمدهای نفتی، مالیات و بدهی عمومی فزاینده، تأمین مالی می‌شود. در صورت توازن بودجه از طریق این سه منبع درآمد، خلق پول رخ نمی‌دهد و در این حالت، بانک مرکزی قادر است تا بدون توجه به محدودیت بودجه دولت، سیاست خود را اعمال کند. اما چنان‌چه با وجود این سه منبع درآمد، دولت با کسری بودجه مواجه شود، از طریق استقراض از بانک مرکزی و یا برداشت از محل سپرده‌های خود نزد بانک مرکزی، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خواهد کرد و این به معنای سلطه مالی است. به‌صورت کلی، تغییرات پایه پولی در بودجه دولت از ترکیب درآمدهای نفتی و برداشت از سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی می‌باشد. بنابراین قید بودجه پویای دولت، به صورت زیر است:

$$B_t + P_tT_t + EX_t.\omega_o.R_t^{oil} + DC_t = P_tG_t + P_t(1-oop_t)X_t^S + (R_{t-1}).B_{t-1} + \quad (۲۳)$$

در این رابطه، B_t انتشار اوراق مشارکت، DC_t خلق پول داخلی، $(1\text{-}oop_t)$ سهم دولت در مخارج سلامت و ω_o میزان فروش مستقیم درآمدهای حاصل از نفت توسط دولت به بانک مرکزی است. معادله بودجه دولت بر حسب متغیرهای حقیقی، به صورت زیر است:

$$b_t + T_t + \omega_o.re_t.R_t^{oil} + (dc_t - \frac{dc_{t-1}}{\pi_t}) = \left(\frac{R_{t-1}}{\pi_t}\right).b_{t-1} + G_t + (1-oop_t).X_t^S \quad (۲۴)$$

فرض بر این است که مخارج سلامت و غیرسلامت بخش عمومی از یک فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول پیروی می‌کنند:

$$\ln\left(\frac{X_t^{sg}}{\bar{X}^{sg}}\right) = \rho_{X^{sg}} \ln\left(\frac{X_{t-1}^{sg}}{\bar{X}^{sg}}\right) - \rho_{g^s} \ln\left(\frac{S_{t-1}}{\bar{S}}\right) + \varepsilon_t^{X^{sg}}, \quad \varepsilon_t^{X^{sg}} \sim N\left(0, \sigma^2_{X^{sg}}\right) \qquad (۲۵)$$

$$ln\left(\frac{G_t}{\bar{G}}\right) = \rho_G ln\left(\frac{G_{t-1}}{\bar{G}}\right) + \varepsilon_t^G, \qquad \varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_G^2) \qquad (۲۶)$$

با هدف بررسی نقش دولت در طول مدت شیوع بیماری پاندمیک، تغییر جزئی در فرایند اتورگرسیو مرتبه اول مخارج سلامت بخش عمومی ایجاد شده است تا شرایط جهت اعمال یک سیاست مالی موقت پیش‌بینی نشده، مهیا گردد.

در این روابط:

$\bar{X}^{sg}$: مقدار باثبات مخارج سلامت بخش عمومی؛

$\rho_{X^{sg}}$: پارامتر ماندگاری خودرگرسیو مرتبه اول مخارج سلامت بخش عمومی؛

ρ_{g^s}: ضریب عکس‌العمل مخارج سلامت دولت به انحراف وضعیت سلامت از وضعیت باثبات در حالت تعادل؛

$\varepsilon_t^{X^{sg}}$: تکانه‌های تصادفی مخارج سلامت بخش عمومی؛

$\bar{G}$: مقدار باثبات مخارج غیرسلامت بخش عمومی؛

ρ_G: پارامتر ماندگاری خودرگرسیو مرتبه اول مخارج غیرسلامت بخش عمومی؛

ε_t^G: تکانه‌های تصادفی مخارج غیرسلامت بخش عمومی است.

بدهی حقیقی دولت به بانک مرکزی از فرایند ذیل تبعیت می‌کند:

$$dc_t = \frac{dc_{t-1}}{\pi_t} + (1-\omega_o) re_t \cdot R_t^{oil} \qquad (۲۷)$$

فرض بر این است که مالیات‌ها دارای دو جزء قطعی و تصادفی هستند؛ جزء قطعی، همان مالیات بر درآمدها و جزء تصادفی، سایر درآمدهایی است که در یک دوره زمانی به حساب دولت واریز می‌شود.

$$T_t = t_y . Y_t + T_t^X \qquad (۲۸)$$

در رابطه بالا، t_y نرخ مالیات بر درآمد است، و جز تصادفی T_t^X از یک فرایند خودرگرسیو مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln\left(\frac{T_t^X}{\bar{T}^X}\right) = \rho_{T^X} \ln\left(\frac{T_{t-1}^X}{\bar{T}^X}\right) + \varepsilon_t^{T^X} \qquad \varepsilon_t^{T^X} \sim N\left(0, \sigma^2_{T^X}\right) \qquad (۲۹)$$

که در آن، T_t^X درآمد مالیاتی (تصادفی) در دوره t و $\bar{T}^X$ درآمد حقیقی مالیات در شرایط پایدار، $0 < \rho_{T^X} < 1$ پارامتر ماندگاری خودرگرسیو مرتبه اول و $\varepsilon_t^{T^X}$ تکانه‌های تصادفی درآمدهای مالیاتی است.

۳-۵. مقام پولی

در راستای معرفی بخش مقام پولی، حجم پول (پایه پولی) بر اساس ترازنامه بانک مرکزی به صورت رابطه ذیل تعریف شده است:

$$\mathrm{M_t} = \mathrm{DC_t} + \mathrm{EX_t}.\mathrm{FR_t} \qquad (۳۰)$$

که در آن، DC_t اعتبارات داخلی، FR_t ذخایر خارجی و $\mathrm{EX_t}$ نرخ ارز اسمی است. در این رابطه، فرض می‌شود که عمده بانک‌ها نیز در تملک دولت هستند و بنابراین، خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی را نیز شامل می‌گردد. با استفاده از شاخص قیمت‌ها، رابطه فوق تعدیل و به صورت زیر بازنویسی شده است:

$$m_t = dc + re_t.fr_t \qquad (۳۱)$$

بر اساس روش کولی و هانسن[1] (۱۹۸۹)، فرض شده است که مقام پولی عرضه حقیقی پول $m_t = M_t/P_t$ را در هر دوره با نرخ رشد γ مدیریت می‌کند:

$$\gamma_t = \frac{{M_t}/{P_t}}{{M_{t-1}}/{P_t}} = \frac{{M_t}/{P_t}}{{M_{t-1}}/{P_{t-1}}} \cdot \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}}.\pi_t \qquad (۳۲)$$

در این تعریف، مقام پولی، قاعده ذیل را برای نرخ رشد γ اتخاذ می‌کند:

$$ln\left(\frac{\gamma_t}{\bar{\gamma}}\right) = \rho_\gamma ln\left(\frac{\gamma_{t-1}}{\bar{\gamma}}\right) + \varepsilon_t^\gamma, \qquad \varepsilon_t^\gamma \sim N(0, \sigma_\gamma^2) \qquad (۳۳)$$

که در آن، γ_t نرخ رشد پایه پولی در دوره t و $\bar{\gamma}$ نرخ رشد پایه پولی در شرایط پایدار، $0 < \rho_\gamma < 1$ پارامتر ماندگاری خودرگرسیو مرتبه اول و ε_t^γ تکانه‌های تصادفی نرخ رشد پایه پولی است.

۳-۶. قید تسویه بازارها

در این الگو، قید تسویه منابع عبارت است از:

$$\mathrm{Y_t} + \mathrm{re_t}.\mathrm{R_t^{oil}} = \mathrm{C_t} + \mathrm{X_t^s} + \mathrm{I_t^k} + \mathrm{G_t} + \left(\mathrm{w_t}.\mathrm{H_t^q}\right) + \frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{\mathrm{P_{jt}}}{\mathrm{P_{jt\text{-}1}}}\text{-}1\right)^2.\mathrm{Y_t} \qquad (۳۴)$$

با توجه به این قید، تولید کالاهای نهایی غیرنفتی و درآمدهای نفتی، به مصرف نهایی خانوارها، مخارج سلامت، سرمایه‌گذاری در بخش تولید، مخارج دولت، هزینه فرصت قرنطینه و هزینه‌های تعدیل قیمت خواهد رسید؛ به گونه‌ای که بازار کالای نهایی در تعادل قرار گیرد.

۳-۷. تعادل

در تعادل، کارگزاران اقتصادی رفتار مشابهی را دنبال می‌کنند و چنان‌چه شرایط تعادل متقارن برقرار باشد: $p_t = p_{jt},\ y_t = y_{jt},\ k_t = k_{jt},\ H_t^w = H_{jt}^w, D_t = D_{jt}$، کارگزاران اقتصادی رفتار

1. Cooley, & Hansen (1989)

مشابهی را دنبال می‌کنند و این شرایط تعادلی، شامل ۲۹ متغیر و ۲۹ معادله در شکل لگاریتم- خطی (اُهلیگ[1]، ۱۹۹۵) است.

۴. مقداردهی و ارزیابی برازش الگو

۴-۱. مقداردهی و تنظیم مقادیر پارامترهای الگو

الگوی DSGE تنظیم‌شده، با فرکانس سه ماهه (فصلی)، و متناسب با داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۸۳:۱-۱۳۹۹:۴) مقداردهی، و نسبت متغیرهای الگو در وضعیت باثبات در جدول ۱ ارائه شده است:

جدول ۱: مقادیر بلندمدت متغیرها نسبت به تولید غیرنفتی

نسبت	توضیحات	مقدار
$\frac{C}{Y}$	نسبت باثبات مصرف خصوصی به تولید غیرنفتی	۰/۶۲
$\frac{X^S}{Y}$	نسبت باثبات مخارج سلامت به تولید غیرنفتی	۰/۰۵۶
$\frac{I^k}{Y}$	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید غیرنفتی	۰/۱۵
$\frac{G}{Y}$	نسبت باثبات مخارج دولتی به تولید غیرنفتی	۰/۳۴
$\frac{R^{oil}}{Y}$	نسبت باثبات درآمدهای نفتی به تولید غیرنفتی	۰/۲۶
$\frac{dc}{m}$	نسبت باثبات اعتبارات داخلی به پایه پولی	۰/۴۶
$\frac{re.fr}{m}$	نسبت باثبات ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی	۰/۵۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج حاصل از مقداردهی پارامترها، در جدول۲ آمده است:

جدول ۲: مقداردهی پارامترهای الگو

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل	۰/۹۶	کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱
ψ_s	وزن سلامت در تابع مطلوبیت	۰/۳	یافته‌های پژوهش[2]
ν	معکوس کشش جانشینی بین‌دوره‌ای وضعیت سلامت	۵/۴۶	یاگی هاشی و دو، ۲۰۱۵
α	بهره‌وری سرمایه	۰/۵	پاشا زانوس، ۱۳۹۸
δ^k	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی	۰/۰۲۸	صیادی و همکاران، ۱۳۹۵
δ^S	نرخ استهلاک سرمایه سلامت	۰/۰۸	یانگ و همکاران، ۲۰۲۰

1. Uhlig (1995).

۲. این پارامتر به نحوی تنظیم (set) شده است که علاوه بر تحقق مبانی نظری مربوطه، بهترین خروجی از الگو استخراج گردد.

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
φ_P	پارامتر هزینه تعدیل قیمت	۴/۲۶	رحمانی و همکاران، ۲۰۲۱
θ	کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای	۴/۳۳	رحمانی و همکاران، ۲۰۲۱
ϕ	بهره‌وری مخارج سلامت	۰/۲۷	آسویان و همکاران، ۲۰۲۰
oop	سهم خانوار در مخارج سلامت	۰/۶	یافته‌های پژوهش
t_y	نرخ مالیات بر درآمدها	۰/۱۴۸۲	یافته‌های پژوهش
A	سطح پایدار فناوری	۱/۰	نرمال‌سازی
Z	سطح پایدار ریسک فاجعه سلامت	۰/۰۰۷۵	یافته‌های پژوهش
ρ_A	پارامتر AR(1) بهره‌وری کل عوامل تولید	۰/۹	کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱
ρ_z	پارامتر AR(1) ماندگاری ریسک فاجعه سلامت	۰/۸	یانگ و همکاران، ۲۰۲۰
ρ_G	پارامتر AR(1) ماندگاری مخارج دولت	۰/۶۹	ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵
ρ_{Xsg}	پارامتر AR(1) ماندگاری مخارج سلامت دولت	۰/۳۵	یافته‌های پژوهش
ρ_{gs}	پارامتر واکنش مخارج سلامت دولت به انحراف وضعیت سلامت از وضعیت پایدار	-----	سناریو سازی
$\rho_{R^{oil}}$	پارامتر AR(1) تکانه درآمدهای نفتی	۰/۷۹۸	شاه‌حسینی و بهرامی، ۱۳۹۱
ρ_γ	پارامتر AR(1) تکانه نرخ رشد پایه پولی	۰/۵۶۲	فخرحسینی، ۱۳۹۰
ρ_{T^X}	پارامتر AR(1) تکانه عایدات دولتی	۰/۵	یافته‌های پژوهش
σ_A	انحراف معیار بهره‌وری کل عوامل تولید	۰/۰۱	-----
σ_Z	انحراف معیار ریسک فاجعه سلامت	۰/۰۱	-----
σ_G	انحراف معیار مخارج دولت	۰/۰۱	-----
σ_{Xsg}	انحراف معیار مخارج سلامت دولت	۰/۰۱	-----
$\sigma_{R^{oil}}$	انحراف معیار درآمدهای نفتی	۰/۰۱	-----
σ_γ	انحراف معیار نرخ رشد پایه پولی	۰/۰۱	-----
σ_{T^X}	انحراف معیار عایدات دولت	۰/۰۱	-----
ω	اندازه بحران	۰/۱	یانگ و همکاران، ۲۰۲۰

مأخذ: یافته‌ها و محاسبات پژوهش

در نهایت، پارامتر ρ_{gs} در تابع مخارج سلامت بخش عمومی، براساس هدف اصلی پژوهش، مقداردهی شده است؛ به این صورت که در حالت مبنا، فرض بر آن است که دولت واکنشی به انحرافات وضعیت سلامت از وضعیت باثبات نشان نمی‌دهد $\rho_{gs} = 0$، و در سناریوی دیگر، مقادیر بزرگ‌تر از صفر برای این پارامتر در نظر گرفته شده، که نشان‌دهنده عکس‌العمل مالی دولت به انحرافات وضعیت سلامت از وضعیت باثبات است. جدول ۳ مقادیر پارامتر ρ_{gs} را نشان می‌دهد:

جدول ۳: مقداردهی پارامتر ρ_{g^S} در سناریوهای مختلف

ردیف	پارامتر	سناریو پایه (سیاست انفعال مالی)	سناریو سیاست فعال مالی
۱	ρ_{g^S}	صفر	۰/۱۵

مأخذ: محاسبات پژوهش

حضور فعال دولت در اقتصاد، با اجرای سیاست‌های مالی صلاحدیدی در این الگو، وارد شده است.

۲-۴. ارزیابی برازش الگو

پس از مقداردهی پارامترها و اجرای الگوهای طراحی‌شده در برنامه داینار[1]، می‌باید خوبی برازش هر الگو ارزیابی شود. به این منظور، در جدول ۴ گشتاورهای حاصل از الگو با گشتاورهای واقعی داده‌های فصلی متغیرهای اقتصاد ایران شامل تولید، مصرف، موجودی سرمایه و درآمدهای مالیاتی در بازه زمانی (۱۳۹۹:۴-۱۳۸۳:۱) مقایسه شده است.

جدول ۴: بررسی قدرت برازش الگوی NK پیشنهادی بر اساس گشتاورها

متغیر	انحراف معیار		نوسانات نسبی	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی
تولید	۰/۰۲۸	۰/۰۳۰۳	۱	۱
مصرف	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰۴	۰/۶۷۸	۰/۰۱۳
موجودی سرمایه	۰/۰۰۲۸	۰/۰۳۰۱	۰/۱	۰/۹۹
درآمدهای مالیاتی	۰/۰۴	۰/۰۲۸	۱/۴۲	۰/۹۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

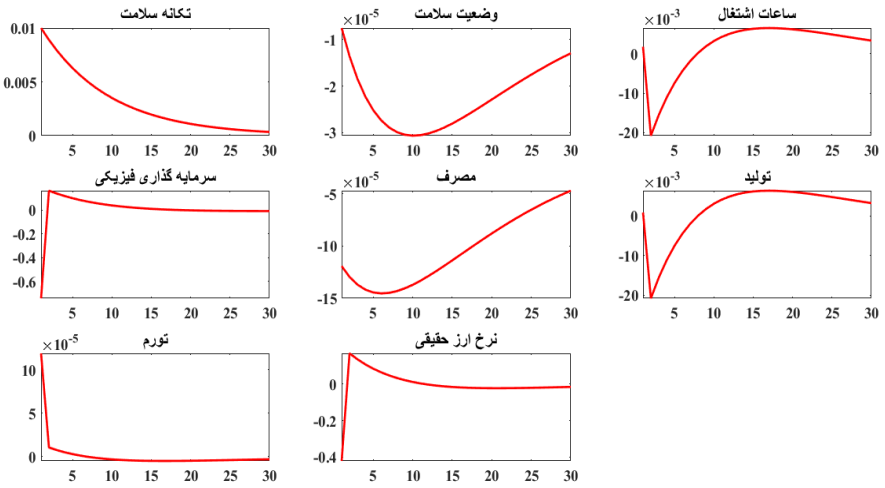
داده‌های مربوط به دنیای واقعی، به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ است که پس از لگاریتم‌گیری، با استفاده از فیلتر هدریک پرسکات (با احتساب λ =۶۷۷) روندزدایی شده‌اند. نتایج مقایسه گشتاورهای الگو با گشتاورهای واقعی داده‌های فصلی، حاکی از موفقیت الگوها در شبیه‌سازی اطلاعات متغیرها در اقتصاد ایران است. همچنین، توابع ضربه-پاسخ متغیرهای الگو در برابر تکانه‌های سلامت و سیاست مالی که در ادامه آمده است، نشان‌دهنده اعتبار الگو است.

۵. بررسی توابع عکس‌العمل آنی

۱-۵. توابع ضربه-پاسخ تکانه سلامت

شکل ۴ نشان می‌دهد که چگونه افزایش ریسک شیوع بیماری پاندمیک، بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران اثر می‌گذارد. در این شکل، توابع ضربه-واکنش بعد از تکانه سلامت، نشان داده شده است.

1. Dynare



مأخذ: یافته‌های پژوهش

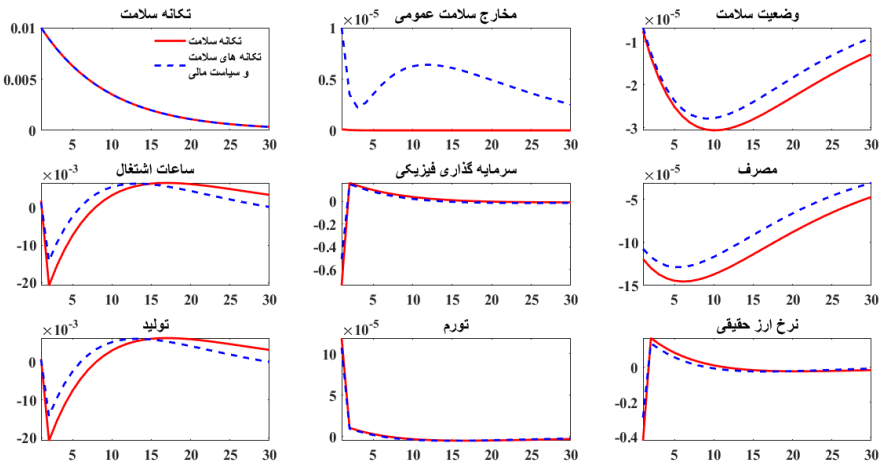
شکل ۴: اثر ۱ انحراف معیار افزایش ریسک فاجعه سلامت

افزایش ریسک فاجعه سلامت به میزان یک انحراف معیار، به تدریج باعث وخامت وضعیت سلامت می‌شود. جهت بهبود وضعیت سلامت، ساعات فعالیت‌های مربوط به قرنطینه افزایش یافته، که به معنی افزایش سرمایه‌گذاری در سلامت است. از آنجا که مجموع ساعات اشتغال، ساعات فراغت و ساعات قرنطینه دارای تناسب است، هنگامی‌که ساعات بیشتری به قرنطینه اختصاص می‌یابد، ساعات کار کم می‌شود و متعاقب آن، بهره‌وری نهایی سرمایه فیزیکی کاسته خواهد شد، که این امر از مکمل بودن نیروی‌کار و سرمایه در تابع تولید کاب-داگلاس ناشی می‌شود.

در نهایت، درآمد نیروی‌کار و درآمد سرمایه نیز کاهش می‌یابد. بنابراین تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری دچار نوسان قابل توجهی می‌شوند و این موضوع از انتخاب بهینه خانوار در مواجهه با این تکانه، ناشی می‌گردد. به عنوان یک نتیجه، با اُفت وضعیت سلامت و کاهش مصرف، سطح رفاه تنزل می‌یابد. با گذشت زمان، کمبود سرمایه فیزیکی، باعث افزایش سرمایه‌گذاری فیزیکی و ساعات کار می‌شود و در نهایت به آرامی به سطح پایدار گذشته خود باز می‌گردند.

۲-۵. توابع ضربه-پاسخ عکس‌العمل مالی دولت به تکانه سلامت

شکل ۵ نشان می‌دهد که چگونه عکس‌العمل‌های مالی دولت (در قالب مخارج سلامت بخش عمومی) نسبت به شیوع بیماری همه‌گیر، متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۵: اثر ۱ انحراف معیار افزایش مخارج سلامت بخش عمومی در مواجهه با شیوع یک بیماری همه‌گیر در الگوی NK

در سناریوی مبنا، حالت انفعال مالی برای دولت در نظر گرفته شده است (خط ممتد قرمز رنگ در شکل ۵). در سناریوی دیگر، افزایش مخارج سلامت دولت، منجر به کاهش کمتر سرمایه سلامت و متعاقب آن، افزایش کمتر ساعات قرنطینه می‌شود (خط چین آبی رنگ در شکل ۵). از سوی دیگر، از آنجا که مجموع ساعات اشتغال، ساعات فراغت و ساعات قرنطینه دارای تناسب است، هنگامی‌که ساعات کمتری به قرنطینه اختصاص می‌یابد، ساعات کار با کاهش کمتری مواجه می‌شود و متعاقب آن، بهره‌وری نهایی سرمایه فیزیکی نسبت به الگوی پایه، اُفت کمتری را تجربه می‌کند که این امر، از مکمل بودن نیروی‌کار و سرمایه در تابع تولید کاب-داگلاس ناشی می‌شود.

در نهایت، درآمد نیروی کار و درآمد سرمایه نیز در مقایسه با الگوی پایه، افزایش می‌یابد. علاوه بر آن، با توجه به افزایش مخارج سلامت عمومی و کاهش تولید، نرخ تورم افزایش و متعاقب آن، نرخ ارز حقیقی کاهش یافته است. به‌تدریج و با تخلیه اثر اولیه تکانه مخارج سلامت دولت، متغیرها به سمت مقدار شرایط پایدار خود، همگرا می‌شوند.

نتایج الگوی NK، حاکی از این موضوع است که حضور فعال دولت و افزایش مخارج سلامت عمومی در شرایط شیوع یک بیماری همه‌گیر، منجر به همگرایی سریع‌تر متغیرهای کلان اقتصاد به شرایط پایدار خود شده است.

۶. نتیجه گیری و پیشنهادها

شواهد و نتایج مطالعات، حاکی از آثار عمیق همه‌گیری‌هایی مانند بیماری کووید-۱۹ بر اقتصاد کشورها است. در این مطالعه، با انگیزه درک اثر شیوع بیماری‌های همه‌گیر (با تأکید بر کرونا ویروس)

بر اقتصاد و پاسخ‌های سیاستی دولت بر پویایی‌های متغیرهای کلان اقتصاد ایران، از الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا و دیدگاه کینزی جدید استفاده شد. الگوهای DSGE بر خلاف الگوهای تعادل عمومی قابل محاسبه، در یک محیط تصادفی هستند و از آنجایی که مدت زمان شیوع و اثرگذاری ویروس بر اقتصاد مشخص نیست، استفاده از الگوهای DSGE مناسب‌تر است (یانگ، ژانگ و چن، ۲۰۲۰).

به منظور نیل به اهداف مطالعات حاضر، در گام اول، یک الگوی DSGE مبتنی بر NK طراحی و با استفاده از آن، اثر شیوع یک بیماری همه‌گیر بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران شبیه‌سازی شد. الگوی طراحی شده، با فرکانس سه ماهه (فصلی)، و متناسب با داده‌های اقتصاد ایران (۱۳۹۹:۴-۱۳۸۳:۱) مقداردهی گردید.

نتایج نشان داد که، افزایش ریسک فاجعه سلامت به میزان یک انحراف معیار، به تدریج باعث اُفت وضعیت سلامت می‌شود. به دنبال آن، جهت بهبود وضعیت سلامت، ساعات قرنطینه افزایش یافته، که به معنی افزایش سرمایه‌گذاری در سلامت است. از سوی دیگر از آنجا که ساعات بیشتری به قرنطینه اختصاص می‌یابد، ساعات اشتغال کاهش یافته و متعاقب آن، بهره‌وری نهایی سرمایه فیزیکی کاسته خواهد شد، که این امر از مکمل بودن نیروی‌کار و سرمایه در تابع تولید کاب-داگلاس ناشی می‌شود. در نهایت، درآمد نیروی‌کار و درآمد سرمایه نیز کاهش می‌یابد. بنابراین تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری دچار نوسان قابل توجهی می‌شوند و این موضوع از انتخاب بهینه خانوار در مواجهه با این تکانه، ناشی می‌شود.

به عنوان یک نتیجه، با اُفت وضعیت سلامت و کاهش مصرف، سطح رفاه تنزل می‌یابد (مانند نتیجه یانگ، ژانگ و چن، ۲۰۲۰). با گذشت زمان، کمبود سرمایه فیزیکی، باعث افزایش سرمایه‌گذاری فیزیکی و ساعات کار می‌شود و در نهایت، به آرامی به سطح پایدار گذشته خود باز می‌گردند.

در گام دوم، با اعمال تغییر در معادله AR(1) مخارج سلامت عمومی، اثر عکس‌العمل‌های مالی دولت بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران در شرایط مواجهه با تکانه سلامت ارزیابی شد. در سناریوی پایه، دولت هیچ دخالتی در اقتصاد نداشته و حالت انفعال مالی برای دولت در نظر گرفته شده است. در سناریوی دیگر، حضور فعال دولت و یا به عبارت دیگر، طراحی سیاست مالی صلاحدیدی، اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج نشان دادند که طراحی سیاست مالی صلاحدیدی در قالب افزایش مخارج سلامت عمومی در شرایط شیوع یک بیماری همه‌گیر، به همگرایی سریع‌تر متغیرهای کلان اقتصاد به شرایط پایدار خود منجر شده است.

در توجیه نتایج، می‌توان چنین اظهار داشت که در شرایط مواجهه با شیوع یک بیماری همه‌گیر، با افزایش مخارج سلامت عمومی و به دنبال آن، افزایش کمتر ساعات قرنطینه، ساعات اشتغال با اُفت کمتری مواجه شده است. از سوی دیگر، افزایش مخارج سلامت عمومی و متعاقب آن ارتقاء سلامت، از طریق افزایش طول عمر فرد و همچنین طول عمر کاری، منجر به افزایش بهره‌وری نیروی‌کار شد. چنین امری، افزایش درآمد خانوار و به دنبال آن، افزایش سطح مصرف و سرمایه‌گذاری را به همراه داشته است.

همچنین افزایش مخارج سلامت عمومی، منجر به بهبود وضعیت سلامت می‌شود؛ از آنجا که در مطالعه حاضر، وضعیت سلامت در تابع تولید بنگاه‌ها گنجانده شده، بنابراین نتیجه چنین امری، اُفت کمتر تولید است. به عنوان یک نتیجه کلی، عکس‌العمل‌های مالی دولت در شرایط مواجهه با تکانه شیوع یک بیماری همه‌گیر، منجر به همگرایی سریع‌تر اکثر متغیرها به شرایط پایدار خود در اقتصاد ایران می‌شود.

نوآوری الگوی مطالعه حاضر نسبت به الگوی استفاده شده در مطالعات یانگ، ژانگ و چن (۲۰۲۰)، ایچنباوم، ربلو و تراباندت (۲۰۲۰)، آسویان، داوتیان، ایگیتین، کارتاشیان و مانوکیان (۲۰۲۰) و واسایلو (۲۰۱۷)، گنجاندن پول در تابع مطلوبیت خانوار (الگوی سیدراسکی)، تفکیک مخارج سلامت به مخارج سلامت خصوصی و دولتی، استفاده از رویکرد هزینه تعدیل قیمت روتمبرگ (۱۹۸۲) و همچنین اضافه کردن بخش خارجی به الگو بوده، و دستاوردهای این مطالعه با نتایج مطالعات مذکور، هماهنگ و مشابه است. همانند نتایج مطالعه یانگ، ژانگ و چن (۲۰۲۰) و ایچنباوم، ربلو و تراباندت (۲۰۲۰)، در شرایط مواجهه با تکانه سلامت ناشی از شیوع یک بیماری همه‌گیر، متغیرهای تولید، ساعات اشتغال، سرمایه‌گذاری و مصرف، کاهش شدیدی را تجربه می‌کنند. همچنین نتایج مطالعه آسویان، داوتیان، ایگیتین، کارتاشیان و مانوکیان (۲۰۲۰)، حاکی از آن است که مصرف نسبت به متغیرهای ساعات اشتغال، سرمایه‌گذاری و تولید، کندتر به سمت مقدار شرایط پایدار خود همگرا می‌شود؛ این نتیجه با دستاوردهای مطالعه حاضر، هماهنگ و مشابه است.

بر اساس نتایج این مطالعه، پیشنهاد می‌گردد که دولت‌ها تجربیات مرتبط با موج اول شیوع بیماری را به‌کار گیرند و خود را به ابزارهای لازم مجهز نمایند تا در زمان قرنطینه اجتماعی موقت نیز از آنها استفاده کنند (مانند توانایی انجام آزمایش‌ها بر روی بخش بزرگی از جمعیت). توانایی شناسایی افراد آلوده و تحمیل قرنطینه‌های شخصی به جای قرنطینه‌های بی‌رویه، رکود را کاهش می‌دهد. راه حل دیگر برای کنترل یک بیماری همه‌گیر، واکسینه کردن جمعیت انبوه برای دستیابی به ایمنی گله‌ای است. یک برنامه موفق واکسیناسیون، می‌تواند نیاز به سیاست‌های سخت‌گیرانه قرنطینه و قرنطینه اجباری را کاهش دهد. همه این موارد، مستلزم افزایش مخارج سلامت دولتی است.

به عنوان پیشنهاد مطالعاتی در آینده، می‌توان اثر شیوع یک بیماری همه‌گیر در رژیم‌های مختلف با توجه به الگوهای مارکوف سوئیچینگ[1] ارزیابی شود.

تقدیر و تشکر

در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

1. Markov Switching.

References

Abolhasani, Asghar, Ebrahimi, Ilnaz, Pourkazmi, Mohammad Hossein, and Ebrahim Bahraminia. (2015). "The Effect of Monetary Shocks and Oil Shocks on the Production and Inflation of the Housing Sector in Iran's Economy: A New Keynesian Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach". Economic Growth and Development Research, 7(25): 113-132 (in Farsi). https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=310439

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. (2003). "Disease and Development in Historical Perspective". Journal of the European Economic Association, 1(2-3): 397-405. doi:https://doi.org/10.1162/154247603322391035

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation". American Economic Review, 91(5): 1369-1401. doi:https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2002). "Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution". The Quarterly Journal of Economics, 117(4): 1231-1294. doi:https://doi.org/10.1162/003355302320935025

Arezki, R., & Liu, Y. (2018). "On the Asymmetry of Global Spillovers: Emerging Markets Versus Advanced Economies". World Bank Policy Research Working Paper (8662). Retrieved from: https://policycommons.net/artifacts/1459364/on-the-asymmetry-of-global-spillovers/2099015/

Asoyan, A., Davtyan, V., Igityan, H., Kartashyan, H., & Manukyan, H. (2020). "Modelling the Effects of a Health Shock on the Armenian Economy". Russian Journal of Money and Finance, 79(4): 18-44. doi:https://doi.org/10.31477/rjmf.202004.18

Bell, C., & Gersbach, H. (2009). "The Macroeconomics of Targeting: The Case of an Enduring Epidemic". Journal of Health Economics, 28(1): 54-72. doi:https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.07.011

Bhargava, A., Jamison, D. T., Lau, L. J., & Murray, C. J. L. (2001). "Modeling the Effects of Health on Economic Growth". Journal of Health Economics, 20(3): 423-440. doi:https://doi.org/10.1016/S0167-6296(01)00073-X

Bloom, D. E., Cadarette, D., & Sevilla, J. (2018). "Epidemics and Economics". Retrieved from: https://www.imf.org/Publications/fandd/issues/2018/06/economic-risks-and-impacts-of-epidemics-bloom

Bloom, E. A., Wit, V. d., & Carangal-San José, M. J. F. (2005). "Potential Economic Impact of an Avian Flu Pandemic on Asia". ERD Policy Brief, Economics and Research Department, 42. Retrieved from: https://policycommons.net/artifacts/396833/potential-economic-impact-of-an-avian-flu-pandemic-on-asia/1361551/

Boerner, L., & Severgnini, B. (2014). "Epidemic Trade". Economic History Working Papers, 60382. Retrieved from https://ideas.repec.org/p/ehl/wpaper/60382.html

Calvo, G. A. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework". Journal of Monetary Economics, 12(3): 383-398. doi:https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90060-0

Cervellati, M., & Sunde, U. (2015). "The Economic and Demographic Transition, Mortality, and Comparative Development". American Economic Journal: Macroeconomics, 7(3): 189-225. doi:https://doi.org/10.1257/mac.20130170

Cipolla, C. M. (1974). "The Plague and the Pre-Malthus Malthusians". J. Eur. Econ. Hist., 3(2): 277-284 .

Cooley, T. F., & Hansen, G. D. (1989). "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model". American Economic Review, 79(4): 733-748. Retrieved from: https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v79y1989i4p733-48.html

Costa Junior, C. J., Garcia-Cintado, A. C., & Junior, K. M. (2021). "Macroeconomic Policies and the Pandemic-Driven Recession". International Review of Economics & Finance, 72: 438-465. doi:https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.12.010

Dib, A. (2001). "An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities". Bank of Canada Working Paper, 2001-26. doi:https://doi.org/10.34989/swp-2001-26

Eichenbaum, M. S., Rebelo, S., & Trabandt, M. (2021). "The Macroeconomics of Epidemics". The Review of Financial Studies, 34(11): 5149-5187. doi:https://doi.org/10.1093/rfs/hhab040

Fakhrhosseini, Seyyed Fakhreddin. (2010). "Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Monetary Business Periods of Iranian Economy". Economic Modeling Research Quarterly, 2(3): 1-28 (in Farsi).

Grossman, M. (2000). *The Human Capital Model*. Chapter 7 in A. J. Culyer & J. P. Newhouse (Eds.), Handbook of Health Economics (Vol. 1, pp. 347-408): Elsevier.

Guiso, L., Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2002). "An Empirical Analysis of Earnings and Employment Risk". Journal of Business & Economic Statistics, 20(2): 241-253. doi:https://doi.org/10.1198/073500102317351985

Halliday, T. J., He, H., & Zhang, H. (2009). "Health Investment Over the Life-Cycle". IZA Discussion Paper, No. 4482. doi:http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1490504

International Monetary Fund. (2020) .*World Economic Outlook*. April 2020: The Great Lockdown. Retrieved from: https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/04/14/weo-april-2020

International Monetary Fund. (2021a). Policy Responses to COVID-19, Policy Tracker. Retrieved from: https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Policy-Responses-to-COVID-19#I

International Monetary Fund. (2021b). World Economic Outlook Update, Policy Support and Vaccines Expected to Lift Activity. Retrieved from: https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/20/2021/26/01/21world-economic-outlook-update

Johnson, N. P., & Mueller, J. (2002). "Updating the Accounts: Global Mortality of the 1918-1920 "Spanish" Influenza Pandemic". Bull. Hist. Med., 76(1), 105-115. doi:https://doi.org/10.1353/bhm.2002.0022

King, R. G., Plosser, C. I., & Rebelo, S. T. (1988a). "Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model". Journal of Monetary Economics, 21(2): 195-232. doi:https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90030-X

King, R. G., Plosser, C. I., & Rebelo, S. T. (1988b). "Production, Growth and Business Cycles: II. New Directions". Journal of Monetary Economics, 21(2): 309-341. doi:https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90034-7

Komijani, Akbar, and Hossein Tavaklian. (2012). "Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Target Inflation in the form of a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Iranian Economy". Economic Modeling Research, 2(8): 87-117 (in Farsi). https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=181806

Lorentzen, P., McMillan, J., & Wacziarg, R. (2008). "Death and Development". Journal Of Economic Growth, 13(2): 81-124. doi:https://doi.org/10.1007/s10887-008-9029-3

North, D. C., & Thomas, R. P. (1973). *The Rise of the Western World: A New Economic History*. Cambridge: Cambridge University Press.

Pasha Zanos, Pegah, Bahrami, Javaid, Tavaklian, Hossein, and Timur Mohammadi. (2018). "The Role of International Financial Integration on Production and Inflation Fluctuations in the Iranian Economy: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach". Economic Modeling Research Quarterly, 11(39): 44-7 (in Farsi). http://jemr.khu.ac.ir/article-1-1933-fa.html

Rafei, Maitham, Bahrami, Javid, and Daud Danesh Jafari. (2013). "Evaluation of Fiscal Policy for Iran's Economy in a Stochastic Dynamic General Equilibrium Model Based on Real Business Cycles". Economic Research Journal, 14(54): 33-65 (in Farsi). https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=286277

Rahmani, Abdul Samad, Samadi, Saeed, and Rasool Bakshi Dastjardi. (2018). "An Analysis of the Effect of Fiscal Policy Impulses on the Stock Market: A Stochastic Dynamic General Equilibrium Approach". Economic Strategy, 8(29): 81-110 (in Farsi). https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=497369

Rotemberg, J. J. (1982). "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output". The Review of Economic Studies, 49(4): 517-531. doi:https://doi.org/10.2307/2297284

Sayadi, M., & Khoshkalam Khosroshahi, M. (2020). "Assessing Alternative Investment Policies in a Resource-Rich Capital-Scarce Country: Results from a DSGE analysis for Iran". Energy Policy, 146, 111813 (in Farsi). doi:https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111813

Shah Hosseini, Samia, and Javid Bahrami. (2012). "Designing a New Keynesian Stochastic Dynamic General Equilibrium Model for the Iranian Economy Considering the Banking Sector". *Iranian Economic Research Quarterly*, 17(53): 83-55 (in Farsi).

Sobhanian, Seyed Mohammad Hadi, Rouhani, Seyed Ali, and Musa Shahbazi Ghiyashi. (2018). *About Dealing with the Spread of the Corona Virus (Investigation of the Economic Effects and Suggestions for Managing its Consequences)*. First edition, Islamic Council Research Center, Economic Research Deputy (in Farsi). https://rc.majlis.ir/fa/report/download/1462301

Torój, A. (2013). "Why Don't Blanchard-Kahn ever "Catch" Flu? And How it Matters for Measuring Indirect Cost of Epidemics in DSGE Framework". Central European Journal of Economic Modelling Econometrics, 5(3): 185-206. Retrieved from: http://cejeme.eu/publishedarticles/2013-16-19-635230665985625000-7354.pdf

Uhlig, H. (1995). *A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily*; *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*. Marimon, Ramon, and Andrew Scott, eds.: Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Vasilev, A. (2017). "US Health and Aggregate Fluctuations". Bulletin of Economic Research, 69(2): 147-163. doi:https://doi.org/10.1111/boer.12099

Voigtländer, N., & Voth, H.J. (2013). "The Three Horsemen of Riches: Plague, War, and Urbanization in Early Modern Europe". The Review of Economic Studies, 80(2): 774-811. doi:https://doi.org/10.1093/restud/rds034

World Health Organization. (2009). *Who Guide to Identifying the Economic Consequences of Disease and Injury*. Geneva: World Health Organization.

World Health Organization. (2020). Coronavirus Disease (COVID-2019) Situation Reports. Retrieved from: https://www.who.int/emergencies/diseases/novel-coronavirus-2019/situation-reports

Yagihashi, T., & Du, J. (2015). "Haelth Care Inflation and Its Implications for Monetary Policy". Economic Inquiry, 53(3): 1556-1579. doi:https://doi.org/10.1111/ecin.12204

Yang, Y., Zhang, H., & Chen, X. (2020). "Coronavirus Pandemic and Tourism: Dynamic Stochastic General Equilibrium Modeling of Infectious Disease Outbreak". Annals of Tourism Research, 83, 102913. doi:https://doi.org/10.1016/j.annals.2020.102913

Young, A. (2005). "The Gift of the Dying: The Tragedy of AIDS and the Welfare of Future African Generations". The Quarterly Journal of Economics, 120(2): 423-466. doi:https://doi.org/10.1093/qje/120.2.424

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 155-187

Investigation of the Effects of Public Health Expenditure on Macroeconomic Variables under Conditions of Pandemic Disease Outbreak: an Application of the New Keynesian Model

Ali keshavarzi[1]
Hamidreza Horry[2]
Shokooh Mahmoodi[3]

Received: 2022-10-15 Accepted: 2022-10-29

Abstract

Aim and Introduction

Pandemic diseases are an integral part of the history of human societies and their long-term effects have always been considered. The outbreak of the Covid-19 disease at the end of 2019 caused economists to investigate its economic effects using different models, which were usually based on partial equilibrium. In this study, with the motivation of understanding the effect of the spread of a pandemic disease and its policy responses on economic and health conditions, the dynamic stochastic general equilibrium model and the new Keynesian perspective have been used. Examining the impulse response functions of the variables to the health shock caused by the Covid-19 outbreak indicates a decrease in employment hours, production, consumption, investment, health status and an increase in inflation. In response to these conditions, the increase in public health expenditure leads to a faster convergence of macroeconomic variables to their steady-state values. According to the results of the simulation, it is suggested that the governments use the experiences related to the first wave of the disease outbreak and equip themselves with the necessary tools to use them during the temporary social quarantine (such as the ability to conduct tests on a large part of the population). The ability to identify infected people and impose personal quarantines instead of compulsory quarantines will reduce stagnation. Another solution to control a pandemic is to vaccinate the mass population to achieve herd immunity. All of these require increased public health spending.

Methodology

The evidence and results of the studies indicate the profound effects of epidemics such as the Covid-19 disease on the economy of countries. In this study, with the motivation of understanding the effect of the spread of epidemic diseases (with an emphasis on the Covid-19) on the economy and the government's policy responses

1. Ph.D. in Economics, Department of Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, (Corresponding Author), E-mail: A.keshavarzi@aem.uk.ac.ir
2. Associate Professor of Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, E-mail: horryhr@uk.ac.ir
3. Ph.D. student of International Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, E-mail: shokooh.mahmoodi@aem.uk.ac.ir

to the dynamics of the macroeconomic variables of Iran, a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model and the New Keynesian (NK) perspective were used. Unlike computable general equilibrium models, DSGE models are in a random environment, and since the duration of the virus's spread and its impact on the economy are unknown, it is more appropriate to use DSGE models (Yang, Zhang and Chen, 2020). In order to achieve the goals of Jazer's studies, in the first step, a DSGE model based on NK was designed and the effect of an epidemic disease on the macroeconomic variables of Iran was simulated. The designed model was quantified with a three-month (seasonal) frequency and using the data of Iran's economy (2004:2-2021:1).

Results and Discussion

The results showed that increasing the risk of health disaster by one standard deviation gradually causes a decline in health status. After that, in order to improve the health status, the quarantine hours were increased, which means an increase in investment in health. On the other hand, since more hours are allocated to quarantine, the hours of employment will decrease and subsequently the final productivity of physical capital will decrease, which is due to the complementarity of labor and capital in Cobb-Douglas production function. Finally, labor income and capital income also decrease. Therefore, production, consumption, and investment fluctuate significantly, and this comes from the optimal choice of the household in the face of this impulse. As a result, as the health status declines and consumption declines, the level of well-being declines (like the result of Yang, Zhang, and Chen, 2020). Over time, the lack of physical capital causes an increase in physical investment and working hours, and finally they slowly return to their previous stable level. In the second step, by applying a change in the AR(1) equation of public health expenditure, the effect of the government's financial reaction on the macroeconomic variables of Iran's economy in the face of the health shock was evaluated. In the base scenario, the government has no intervention in the economy and the state of fiscal inactivity is considered for the government. In another scenario, the active presence of the government, or in other words, the design of discretionary financial policy, affects the economy.

Conclusion

The results showed that the design of a discretionary financial policy in the form of increasing public health expenditure in the context of an epidemic has led to a faster convergence of macroeconomic variables to their stable conditions. In justifying the results, it can be stated that in the face of the outbreak of an epidemic, with the increase in public health expenditure and the subsequent increase in quarantine hours, the employment hours have decreased less. On the other hand, the increase in public health expenditure and the subsequent

improvement of health leads to an increase in the productivity of the labor force through the increase in the life expectancy of a person as well as the length of working life. This has led to an increase in household income, followed by an increase in the level of consumption and investment. Also, an increase in public health expenditure leads to an improvement in health status. As a general result, the government's financial reactions in the face of the impulse of an epidemic disease lead to a faster convergence of most variables to their stable conditions in the Iranian economy.

Keywords: Pandemic disease, health disaster risk, Public health expenditure, dynamic stochastic general equilibrium, New Keynesian approach
JEL Classification: D58, E32, H30, I18

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهار، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۲۱۴-۱۸۹

ظرفیت سنجی تشکیل سرمایه بخشی در استان اصفهان براساس مدل داده ستانده پویای بین منطقه‌ای[۱]

مریم امینی [۲]
نعمت‌الله اکبری [۳]
رزیتا مؤیدفر [۴]
فاطمه بزازان [۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۰ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۱۱/۲۷

چکیده

نبود داده‌های آماری در سطح منطقه، باعث گسترش روش‌های غیرآماری برای منطقه‌ای‌سازی جداول داده ستانده ملی شده است. ایده اصلی پژوهش حاضر، منطقه‌ای سازی جداول داده ستانده پویای ملی با استفاده از بسط روش چارم[۶] است. این پژوهش برای اولین بار به کمک این روش غیرآماری، برآوردی از ماتریس سرمایه بخش در بخش منطقه‌ای ارائه می‌کند و در نهایت، به کمک شاخص عددی بهره‌وری سرمایه و شاخص ویلیامسون سرمایه و مقایسه آن با شاخص مزیت نسبی به ظرفیت سنجی تشکیل سرمایه بخشی در استان اصفهان می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که بخش صنعت، با بیشترین سهم ستانده از ستانده کل استانی، دارای کمترین شاخص عددی بهره‌وری سرمایه، بیشترین اثرات انتشاری متوازن سرمایه و بیشترین مزیت نسبی در سال ۱۳۹۵ بوده است.

واژگان کلیدی: مدل داده ستانده، سرمایه، اقتصاد منطقه‌ای، روش چارم
طبقه‌بندی JEL: R11, E22, C67

---

۱. مقاله حاضر، از رساله دکتری مریم امینی در دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد استخراج شده است.

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
ma.amini@ase.ui.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسؤول).
n_akbari@ase.ui.ac.ir

٤. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
r.moayedfar@ase.ui.ac.ir

۵. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.
fbazzazan@alzahra.ac.ir

6. Cross-Hauling Adjusted Regionalization Method (CHARM)

۱. مقدمه

یکی از کارآمدترین روش‌ها برای بررسی ظرفیت‌های اقتصادی درون منطقه‌ای، استفاده از ماتریس سرمایه بین‌بخشی درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای است. در ایران به دلیل نبود داده‌های آماری کافی، تلاشی برای برآورد ماتریس سرمایه بخش در بخش صورت نپذیرفته است. هدف از پژوهش حاضر، منطقه‌ای‌سازی جدول داده ستانده پویای ملی به کمک بسط روش غیرآماری CHARM و برآورد ماتریس سرمایه درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای است؛ تا به کمک این ماتریس‌ها، تحلیلی از ظرفیت سرمایه‌ای بخش‌های مختلف اقتصادی درون منطقه ارائه شود.

یکی از روش‌های کمّی در برنامه‌ریزی اقتصادی، استفاده از رویکرد داده ستانده است. جداول داده ستانده به دو دسته ایستا و پویا تقسیم می‌شوند. در مدل داده ستانده ایستا، هیچ وقفه‌ای میان خرید محصولات واسطه‌ای و استفاده از آنها در تولید محصول وجود ندارد و تشکیل سرمایه به عنوان متغیری برونزا در تقاضای نهایی گزارش می‌شود؛ در حالی که در مدل‌های داده ستانده پویا، با ماتریس مبادلات کالاهای سرمایه‌ای مواجه هستیم، که بیانگر داده و ستد کالاهای سرمایه‌ای در یک سال معین است. لذا تشکیل سرمایه به عنوان یک متغیر درونزا و جدا از تقاضای نهایی، مورد توجه قرار می‌گیرد. به دلیل نبود داده‌های منطقه‌ای، استفاده از روش‌های غیرآماری منطقه‌ای‌سازی جداول داده ستانده، مورد توجه محققان بوده است؛ اما عموم پژوهش‌ها به منطقه‌ای‌سازی جداول داده ستانده ایستا معطوف شده‌اند.

این در حالی است که منطقه‌ای‌سازی جداول داده ستانده پویا، امکان برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای را نیز فراهم می‌کند. دسترسی به داده‌های سرمایه‌ای، به عنوان یک عامل حیاتی، برای برآورد توابع تولید (بانک مرکزی، ۱۳۹۹) و بررسی میزان بهره‌وری بخشی (استادزاد و بهپور، ۱۳۹۳) است.

در پژوهش حاضر، از میان تمام روش‌های غیرآماری منطقه‌ای‌سازی جداول داده ستانده ملی، رویکرد چارم به عنوان رویکرد منطبق بر داده‌های منطقه‌ای، انتخاب شده است. علت انتخاب روش چارم، وجود تجارت همزمان در استان اصفهان است. براساس اطلاعات سالنامه آماری استان اصفهان، مقدار واردات کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی براساس طبقه‌بندی کدهای آیسیک.۴ و طبقه بندی کالایی ۲.CPC برای سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵، به ترتیب، برابر ۷۳۵۷۳ و ۷۴۱۳۳ تُن بوده، در حالی که مقدار صادرات همین دسته کالایی برای همین سال‌ها، به ترتیب، برابر ۱۴۴۰۸۲۶ و ۱۲۳۸۸۶۷تُن است. همچنین ارزش واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای، به ترتیب، برابر ۷۵۳۶۸۲۴ و ۷۸۲۷۱۰۰ میلیون ریال، و ارزش صادرات همین دسته کالایی برای همین سال‌ها، به ترتیب، برابر ۲۹۸۸۵۶۶۰ و ۲۵۵۴۵۸۳ میلیون ریال بوده، لذا براساس داده‌های موجود، وجود تجارت همزمان اثبات خواهد شد و لذا استفاده از رویکرد چارم که این مفهوم را در بر می‌گیرد، ضروری است.

یکی از مشکلات روش چارم، برابر قرار دادن ضرایب تکنولوژی ملی و منطقه‌ای می‌باشد؛ به این معنا که ضرایب تکنولوژی تمامی مناطق با هم برابرند. این فرض ساده‌کننده باعث می‌شود تا تقاضای

واسطه‌ای درون منطقه‌ای بزرگ شود و لذا ارزش‌افزوده که به صورت پسماند برآورد می‌گردد، بسیار کوچک شده و یا حتی منفی برآورد خواهد شد.

برای این منظور در پژوهش حاضر، به کمک ضرایب مکانی، ماتریس ضرایب تکنولوژی ملی منطقه‌ای‌سازی خواهد شد؛ تا مشکل موردنظر برطرف شود. در ادامه با برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای، تحلیلی از بهره‌وری نهایی عامل سرمایه بخشی و توزیع سرمایه بین‌بخشی ارائه می‌گردد و نتایج این بخش‌ها، با شاخص‌های مزیت نسبی بخشی مقایسه می‌شود. در نهایت، به این سؤالات پژوهش پاسخ داده خواهد شد:

- تعدیل ضرایب تکنولوژی ملی، چه اثری بر ارزش افزوده استانی خواهد داشت؟
- ماتریس سرمایه بخش در بخش استان اصفهان، چه مقدار است؟
- کدام بخش در استان اصفهان، دارای بیشترین شاخص عددی بهره‌وری سرمایه است؟
- توزیع تشکیل سرمایه برای کدام بخش‌های اقتصادی در استان اصفهان از سایر بخش‌ها بیشتر بوده است؟
- بخش‌های اقتصادی با بیشترین مزیت نسبی در استان اصفهان، چه بخش‌هایی بوده اند؟

۲. مبانی نظری

داده ستانده

ایزاد[1](۱۹۵۳) و میلر[2](۱۹۵۷)، از نخستین اشخاصی بودند که از جداول داده ستانده در برنامه‌ریزی منطقه‌ای استفاده کرده‌اند (آزادی نژاد و همکاران، ۱۳۹۳). رویکرد داده ستانده، یک روش تحلیل اقتصادی بر پایه اطلاعات تجربی است (چن و دای[3]، ۲۰۲۲). به کمک تجزیه و تحلیل این جداول، می‌توان جریان تولیدی را در بخش‌های مختلف اقتصادی از طریق تقاضای نهایی و صادرات (هوینگ[4]، ۲۰۲۰)، در قالب یک مدل تعادل عمومی پیگیری کرد (ما و همکاران[5]، ۲۰۲۲). به نوعی این جداول نمایانگر ارتباطات میان عرضه و تقاضا بین سطوح گسترده‌ای از فعالیت‌های اقتصادی‌اند (جهانگرد، ۱۳۸۴)؛ که به برنامه‌ریز، امکان شناسایی بخش‌های پیشرو اقتصادی را می‌دهند (میلر و بیلر، ۲۰۰۹). رویکرد داده ستانده، به دو دسته کلی تقسیم می‌شود:

الف) داده ستانده ایستا: معادله ساختاری بخش در حالت ایستا (طرف تقاضا) دارای دو جزء اصلی است. بخش اول، از ضرب ماتریس ضرایب فنی در مقدار ستانده همان بخش به دست می‌آید و بخش دوم نیز شامل عناصر تقاضای نهایی است؛ که سرمایه‌گذاری به عنوان یک عنصر از تقاضای نهایی (متغیر برونزا) در مدل قرار دارد.

1. Isard (1951).
2. Miller (1957).
3. Chen & Dai (2022).
4. Hewings (2020).
5. Ma *et al*. (2022).

ب) داده ستانده پویا: در معادله ساختاری صنعت در حالت پویا، سرمایه‌گذاری به عنوان یک عنصر جدا از تقاضای نهایی مد نظر است (لئونتیف[1]، ۱۹۵۳)؛ که تبادلات بین‌بخشی درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای آن، در معادله ساختاری بخش تعریف می‌شود. لذا می‌توان اثر بهره‌وری سرمایه را بر تولید بخش به صورت خطی در قالب جدول داده ستانده پویا با ضرایب ایستا بررسی کرد.

مدل داده ستانده پویا

لئونتیف (۱۹۵۳)، مدل پویای داده ستانده را با توجه به فرض ضمنی استفاده کامل از ظرفیت در همه بخش‌ها ارائه کرد. در مدل‌های داده ستانده پویا، با جریان کالاهای سرمایه‌ای بین‌بخشی مواجه هستیم. ماتریس سرمایه با K_k نشان داده می‌شود؛ که عناصر آن، نشان‌دهنده کالای سرمایه‌ای خریداری شده بخش j از بخش i هستند (دیفرانسسکو[2]، ۱۹۹۸).

$$K_k = \begin{bmatrix} k_{11} & \cdots & k_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ k_{n1} & \cdots & k_{nn} \end{bmatrix} \quad (۱)$$

جمع هر سطر این ماتریس نشان دهنده (k_{i0}) است؛ که میزان فروش کالای سرمایه‌ای به سایر بخش‌های اقتصادی را نشان می‌دهد و جمع هر ستون این ماتریس (k_{0j})، نشان‌دهنده خرید کالاهای سرمایه‌ای توسط بخش i از سایر بخش‌های اقتصادی است. ضرایب سرمایه‌ای، از تقسیم درایه‌های ماتریس سرمایه بر ستانده بخشی، محاسبه می‌شود (سوری، ۱۳۹۴) و لذا داریم:

$$b_{ij} = \frac{K_{ij}}{x_j} \quad (۲)$$

b_{ij} همان درایه ماتریس ضرایب فنی کالاهای سرمایه‌ای (B) است. پس هر درایه ماتریس B، نشان‌دهنده تبادل کالای سرمایه‌ای از بخش i به بخش j برای تولید بخش j است. معادله اساسی طرف تقاضا در حالت پویا، به صورت رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$x_i = \sum_{j=1}^{n} a_{ij}x_j + I_i + {F_i}^* \quad (۳)$$

$$I_i = k_{i0} \quad (۴)$$

$$x_i = \sum_{j=1}^{n} a_{ij}x_j + \sum_{i=1}^{n} k_{ij} + {F_i}^* \quad (۵)$$

این در حالی است که معادله اساسی طرف تقاضا در حالت ایستا برابر است با:

$$X = AX + F \quad (۶)$$

مقدار ${F_i}^*$ در رابطه معادله صنعت مدل داده ستانده پویا، به عنوان عامل تقاضای نهایی بدون عامل سرمایه‌گذاری و موجودی انبار است. از طرفی، افزایش در تولید به زیاد شدن کالای سرمایه‌ای

1. Leontief (1953)
2. Difrancesco (1998)

در فرایند تولید وابسته است. لذا خریدهای سرمایه‌ای مورد نیاز برای تحقق تولید بین دو دوره، برابر $k_{ij} = b_{ij}(x_{jt+1} - x_{jt})$ خواهد بود. لذا براساس فرمول k_{ij}، هیچ محدودیت عددی برای ضرایب سرمایه‌ای وجود ندارد. پس معادله اساسی بخشی در حالت پویا برای هر بخش تولیدکننده کالا، برابر است با:

$$x_{it} = \sum_{j=1}^{n} a_{ij}x_{ijt} + \sum_{j=1}^{n} b_{ij}(x_{ijt+1} - x_{ijt}) + F_{it}^{*} \quad (۷)$$

در مجموع، برای تمامی بخش‌های مورد نظر به صورت ماتریسی، داریم:

$$X_t = AX_t + BX_t - BX_{t+1} + F_t^* \quad (۸)$$

$$X_t - AX_t + B(X_t - X_{t+1}) = F_t^* \quad (۹)$$

$$if = X_t - X_{t+1} = \dot{X} \quad , \quad X - AX - B\dot{X} = F_t^* \quad (۱۰)$$

$$(I - A - B)X_t + B(X_{t+1}) = F_t^* \quad (۱۱)$$

به کمک رابطه بالا، می‌توان اثر یک تغییر در سرمایه‌گذاری را به عنوان یک عنصر جدا از تقاضای نهایی مشاهده کرد (سوری، ۱۳۸۴: ۲۴۳). لذا ستانده دوره فعلی، برابر است با:

$$X_t = (I - A + B)^{-1}BX_{t+1} + (I - A + B)^{-1}\, F_t^* \quad (۱۲)$$

$$(I - A + B)^{-1} = \psi \quad (۱۳)$$

$$X_t = \psi BX_{t+1} + \psi\, F_t^* \quad (۱۴)$$

مقدار ψ همان ماتریس معکوس لئونتیف در حالت پویا است.

انواع روش‌های غیرآماری برآورد جداول داده ستانده منطقه‌ای

تهیه جداول داده ستانده، عموماً به کمک سه روش آماری، غیرآماری و تلفیقی صورت می‌گیرد؛ که به دلیل هزینه‌های بالای روش آماری، عموم پژوهش‌ها معطوف به روش‌های غیرآماری و یا روش‌های تلفیقی شده‌اند (کرونبرگ[1]، ۲۰۰۹). روش‌های غیرآماری به سه دسته اصلی تقسیم می‌شوند (اکبری و ابوطالبی، ۱۳۹۹: ۲۵). دسته اول، همان شاخص‌های سهم مکانی، و دسته دوم و سوم، به ترتیب، روش‌های تراز کالایی تعمیم یافته و اصلاح شده و روش‌های ترکیبی یا مختلط هستند (بانویی و همکاران، ۱۳۹۸).

یکی از روش‌ها برای منطقه‌ای‌سازی جداول داده ستانده، روش چارم است. این روش، یکی از روش‌های مبتنی بر تراز کالایی است که تجارت همزمان را با فرض برابری ضرایب تکنولوژی منطقه‌ای و ملی و برابری درجه ناهمگنی ملی و منطقه‌ای برآورد می‌کند. گام‌های اصلی روش چارم، به قرار زیر است:

1. Kronberg (2009)

جدول ۱: گام‌های روش چارم

گام	فرمول
برآورد ضرایب تکنولوژی ملی	$if \quad a_{ij}^N = a_{ij}^R$ $Z_{ij}^{R,CHARM} = a_{ij}^N \hat{X}_j^R$
برآورد تقاضای نهایی	$F_t^L = \left(\frac{X_t^L}{X_t^N}\right).F_t^N$
برآورد صادرات و واردات بین‌المللی منطقه	واردات بین المللی $m_i^R = M_i^N(\frac{z_i^R + f_i^R}{z_i^N + f_i^N})$ صادرات بین المللی $e_i^R = E_i^N(\frac{X_i^R}{X_i^N})$
برآورد درجه ناهمگنی ($\mathbf{h_i^N = h_i^R}$ با فرض)	حجم تجارت $TV_i^N = e_i^N + m_i^N$ تراز تجاری $b_i^N = e_i^N - m_i^N$ $h_i^N = h_i^R = \frac{TV_i^N - \lvert b_i^N \rvert}{2\min(X_i^N, Z_i^N + f_i^N)}$
برآورد تجارت همزمان دو طرفه	$q_i^{R,CHARM} = 2h_i^R min(x_i^R - e_i^R;\ Z_i^R + f_i^R - m_i^R; x_i^{N-R} - e_i^{N-R};\ Z_i^{N-R} + f_i^{N-R} - m_i^{N-R})$ $\tilde{b}_i^{R,CHARM} = x_i^R - e_i^R = Z_i^R + f_i^R - m_i^R$
صادرات و واردات استان اصفهان	$ex_i^{R,CHARM} = \frac{q_i^{R,CHARM} + \lvert \tilde{b}_i^{R,CHARM} \rvert + \tilde{b}_i^{R,CHARM}}{2}$ $im_i^{R,CHARM} = \frac{q_i^{R,CHARM} + \lvert b_i^{R,CHARM} \rvert - b_i^{R,CHARM}}{2}$
برآورد دو پسماند	$Inventory_i^{R,CHARM} = x_i^R - (\sum_j Z_{ij}^{R,CHARM} + ex_i^{R,CHARM} + C_i^R + I_i^R + G_i^R) - e_i^R + m_i^R$ $V_j^{R,CHARM} = x_j^R - \sum_i z_{ij}^{R,CHARM}$
برآورد ضرایب تجارت بین منطقه ای	برای این منظور از ضرایب طرف عرضه استفاده می شود.

مأخذ: شاداب فر و بزازان، ۱۳۹۹

ظرفیت سنجی اقتصادی به کمک شاخص‌های بهره‌وری ، شاخص ویلیامسون

بهره‌وری[1]، نشان‌دهنده رابطه میان داده‌ها و ستانده‌ها در یک فرایند تولیدی است (فتح‌اللهی و همکاران، ۱۳۹۳). شاخص‌های بهره‌وری به دو دسته کلی تقسیم می‌شوند؛ یکی شاخص‌های بهره‌وری تک عاملی[2] و دیگری شاخص‌های بهره‌وری چند عاملی[3]. براساس گزارش ارزیابی استراتژیک سازمان ملی بهره‌وری (۱۳۹۹)، انواع شاخص‌های بهره‌وری به قرار زیر است:

جدول ۲: انواع شاخص‌های بهره‌وری

		نهاده ها		
		نیروی کار	سرمایه	ترکیب نیروی کار و سرمایه و مصارف واسطه‌ای
ستانده ها	تولید ناخالص	بهره‌وری نیروی کار (براساس تولید ناخالص)	بهره‌وری سرمایه (براساس تولید ناخالص)	بهره کل عوامل (KLEMS)
	ارزش افزوده	بهره‌وری نیروی کار (براساس ارزش افزوده)	بهره‌وری سرمایه (براساس ارزش افزوده)	بهره‌وری چند عاملی نیروی کار و سرمایه
		بهره‌وری تک عاملی		بهره‌وری چند عاملی

مأخذ: سازمان ملی بهره‌وری ،۱۳۹۹: ۵۱

همچنین ویلیامسون (۱۹۶۵)، از اولین نظریه پردازانی بوده است که به نابرابری درآمدی در مناطق توجه کرده است. او معتقد است که ورود سرمایه در اولین مراحل توسعه در منطقه زیاد است و بعد از مدتی این جریان سرمایه گذاری، منطقه مورد نظر را تبدیل به قطب رشد می‌کند و در نهایت، آثار سرریزی این رشد باعث یک رشد همگن در سایر مناطق خواهد شد. برای برآورد شاخص ویلیامسون که نشان‌دهنده تفاوت منطقه‌ای (یا ضریب اختلاف) است، از رابطه زیر استفاده می شود:

$$CV = \frac{\sqrt{\frac{\sum_i^N (X_i - \bar{X})^2}{N}}}{\frac{\sum_i^N X_i}{N}} \qquad (۱۵)$$

مقادیر $\overline{X}$، N و X_i، به ترتیب، نشان دهنده، تعداد مناطق، مقدار میانگین شاخص در یک منطقه، مقدار یک شاخص در یک منطقه خاص است. در این پژوهش، قرار است تا از شاخص ویلیامسون به جهت بررسی توزیع تشکیل سرمایه بین‌بخشی در منطقه استفاده شود. هرچه مقدار شاخص بزرگ‌تر باشد، به معنای توزیع ناعادلانه تشکیل سرمایه بین بخش‌های اقتصادی است.

1. Productivity
2. Single Factor Productivity Measures
3. Multifactor Productivity (MFP) Measures

۳. پیشینه تحقیق

پژوهش‌های داخلی و خارجی مربوط به داده ستانده

نوری (۱۳۹۰)، آسیایی (۱۳۸۰) و بانویی (۱۳۷۵)، به کاربردهای جدول داده ستانده پویای ملی و ماتریس سرمایه در سطح ملی پرداخته‌اند. لذا ویژگی مشترک این پژوهش‌ها، آن است که بر برنامه‌ریزی در سطح ملی متمرکز هستند؛ و هیچیک در سطح برنامه‌ریزی منطقه‌ای نبوده‌اند.

همچنین پژوهش‌های بسیاری همچون، مطالعهٔ امیدی و همکاران (۱۴۰۰)، شاداب‌فر و بزازان و بانویی (۱۳۹۹)، فارسی و افشاری (۱۳۹۸)، بانویی و همکاران (۱۳۹۸)، قاسمی و همکاران (۱۳۹۷)، اصغرپور و شریفی (۱۳۹۷)، کریمی و همکاران (۱۳۹۷)، شاداب‌فر و بزازان (۱۳۹۷)، بانویی و همکاران (۱۳۹۶)، و ابوطالبی و همکاران (۱۳۹۶)، به تحلیل منطقه‌ای به کمک جداول داده ستانده ایستای منطقه‌ای و بین منطقه‌ای پرداخته‌اند؛ در حالی که در پژوهش حاضر، تحلیل ظرفیت‌های سرمایه‌ای منطقه‌ای براساس رویکرد داده ستانده پویای بین منطقه‌ای دنبال شده است.

کوهنو و هیجانو[1] (۲۰۲۲)، هن و همکاران[2] (۲۰۲۲)، کائو[3] (۲۰۲۲)، ما و همکاران (۲۰۲۲)، و شیبوساوا و ماتوشیما[4] (۲۰۲۲)، نیز به کاربردهایی از جداول داده ستانده پویای منطقه‌ای پرداخته‌اند؛ اما تمرکز اصلی این پژوهش‌ها، بر رویکردهای آماری بوده، در حالی که پژوهش حاضر، به دلیل نبود داده‌های آماری، به دنبال بسط روش غیرآماری چارم مبتنی بر مبانی نظری جهت برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای است.

پژوهش‌های داخلی و خارجی مربوط به بهره‌وری و شاخص ویلیامسون

صفایی اصل (۱۳۹۷)، امامی، محمدی و بهروز (۱۳۹۴)، فتح اللهی و همکاران (۱۳۹۳)، زراء نژاد و انصاری (۱۳۸۶)، و صنعتی و عین‌آبادی (۱۳۸۶)، در پژوهش‌های خود، به دنبال برآورد بهره‌وری بخشی در سطح ملی و منطقه‌ای بوده‌اند، اما هیچیک از این پژوهش‌ها، به برآورد بهره‌وری بخش در بخش به کمک ماتریس سرمایه بین‌بخشی درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای نپرداخته‌اند.

آهومادا و همکاران[5] (۲۰۲۲)، کامپوس و همکاران[6] (۲۰۲۲)، و گالو و دال[7] (۲۰۰۸)، در پژوهش‌های خود، به برآورد بهره‌وری بخشی به کمک مدل‌های رگرسیونی پرداخته‌اند؛ لذا به جهت رویکرد مورد استفاده، با پژوهش حاضر متفاوت‌اند.

همچنین غفاری‌فرد (۱۳۹۸) نیز به بررسی تعادل و توازن منطقه‌ای به کمک شاخص ویلیامسون پرداخته، و در هیچ پژوهشی بررسی تعادل و توازن بخشی به کمک متغیر سرمایه مد نظر نبوده است.

---

1. Kohno & Higano (2022).
2. Han & Others (2022).
3. Cao (2022).
4. Shibusawa & Matsushima (2022).
5. Ahumade & Others (2022).
6. Campos & Others (2022).
7. Gallo & Dall (2008).

۴. روش تحقیق

جهت برآورد جدول داده ستانده پویای ملی، در ابتدا نیاز است تا ماتریس سرمایه ملی برآورد شود. برای این منظور، از داده‌های موجودی سرمایه خالص[۱] سال ۱۳۹۵، دو بخش عرضه کننده ماشین‌آلات و تجهیزات، و ساختمان، از آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است. این داده‌ها برای برآورد ماتریس سرمایه ثابت مورد استفاده قرار گرفته‌اند. ۱۰ بخش اقتصادی در این گزارش شامل، بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، معدن، صنعت، آب و برق و گاز، ساختمان، حمل و نقل، ارتباطات، مستغلات، سایر خدمات هستند؛ که به ترتیب، ۱ تا ۱۰ شماره‌گذاری شده‌اند[۲].

همچنین جدول داده ستانده ایستای ملی سال ۱۳۹۵ مرکز آمار ایران به قیمت جاری مورد استفاده قرار گرفته است، این جدول به صورت ۷۷×۷۷ فعالیت در فعالیت گزارش شده، و در نهایت، براساس گزارش طبقه بندی آیسیک. ۴ به صورت یک جدول ۱۰×۱۰ ادغام شده است. از طرفی اطلاعات موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی مرکز آمار ایران برای سال ۱۳۹۵ مورد استفاده قرار گرفته است[۳]. برای توزیع موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی، از نرمال کردن ستون ضرایب تکنولوژی جدول داده ستانده ایستا استفاده می‌شود[۴].

برای استخراج ارزش موجودی انبار، ابتدا و انتهای سال بخش صنعت از نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ۱۰ کارکن و بیشتر استفاده خواهد شد. این مقدار شامل کالاهای ساخته شده، کالاهایی که بدون تغییر شکل به فروش می‌رسند، کالاهای در جریان ساخت و مواد خام اولیه است. اطلاعات

---

۱. در محاسبه موجودی سرمایه و ضرایب سرمایه واقعی، سرمایه‌گذاری محقق شده در نظر گرفته می‌شود؛ یعنی سرمایه‌گذاری‌هایی که افزایش خالص در موجودی سرمایه ایجاد کرده و موجب زیاد شدن ظرفیت تولیدی شده‌اند، مد نظر خواهند بود. برای سادگی، وقفه زمانی یک سال در نظر گرفته شده است. لذا فرض می‌شود سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در یک سال، در ابتدای سال بعد به موجودی سرمایه اضافه شده و ظرفیت تولیدی را دستخوش تغییر می‌کنند. از طرفی، سرمایه ممکن است خالص یا ناخالص باشد. منظور از سرمایه خالص، موجودی سرمایه بعد از کسر مصرف سرمایه ثابت است. از آنجا که ضرایب سرمایه در الگوهای داده ستانده پویا ثابت هستند، لازم است سرمایه خالص برای محاسبات مورد استفاده قرار گیرد.

۲. تعداد بخش‌های اقتصادی براساس گزارش موجودی سرمایه بانک مرکزی انتخاب شده است. این گزارش شامل ارزش موجودی سرمایه برای ۱۰ بخش اقتصادی ذکر شده در متن مقاله است. لذا براساس کدهای آیسیک.۴، جدول داده ستانده ۷۷×۷۷ فعالیت در فعالیت مرکز آمار ایران (۱۳۹۵) به جدول ۱۰×۱۰ بخش در بخش ادغام شده است.

۳. اضافه کردن ستون موجودی انبار برای تکمیل ماتریس سرمایه ضروری است، چون معکوس کردن ماتریس سرمایه از این طریق امکان پذیر خواهد شد.

٤. براساس مدل نورستر (۱۹۶۱)، موجودی انبار کالای تولیدی بخش بر حسب مصرف کالای واسطه‌ای بخش تغییر می‌کند و لذا به همین دلیل، موجودی انبار دو بخش صنعت و کشاورزی بر حسب ستون ماتریس ضرایب تکنولوژی ملی نرمالایز شدند.

آماری موجودی انبار بخش کشاورزی نیز از داده‌های مرکز آمار ایران استخراج می‌شود. واحد موجودی انبار بخش کشاورزی به تن است که باید بر حسب واحد پولی نوشته شود، تا با سایر عناصر و درایه‌های ماتریس ضرایب فنی سازگاری داشته باشد. لذا مقدار موجودی انبار این بخش در قیمت‌های متناظر در شاخص بهای کالاهای مصرفی ضرب خواهد شد. اطلاعات این بخش نیز از بانک مرکزی استخراج شده است.

در نهایت، با ادغام دو ماتریس موجودی انبار و ماتریس سرمایه ثابت، ماتریس ادغام شده اولیه برآورد می‌شود؛ که نمادی از ماتریس تشکیل سرمایه اولیه در نظر گرفته شده است. ماتریس ادغامی برآوردی بر حسب سطر نرمال گردید و ماتریس ضرایب تشکیل سرمایه برآورد شد[۱] و در ادامه، ماتریس ضرایب تشکیل سرمایه در ارزش تشکیل سرمایه بخشی داده ستانده ایستای ملی (۱۳۹۵) ضرب شد.

بعد از برآورد ماتریس سرمایه ملی، به برآورد تقاضای نهایی خالص شده از تشکیل سرمایه و موجودی انبار پرداخته می‌شود. در ادامه، نیاز به روشی برای منطقه‌ای سازی ماتریس سرمایه و ماتریس تکنولوژی ملی است؛ لذا از رویکرد چارم با اعمال مفروضاتی ساده کننده[۲] استفاده خواهد شد. معادله اصلی بخش (طرف تقاضا) برای حالت بسط داده شده داده ستانده دو منطقه‌ای پویا، به صورت ماتریسی برابر است با:

$$X_t^L = A^{LL}X_t^L + A^{LM}X_t^M + I_t^{LL} + I_t^{LM} + \acute{F}_t^L \qquad (۱۶)$$

مقادیر X_t^L، A^{LL}، A^{LM}، I_t^{LL}، I_t^{LM} و $\acute{F}_t^L$ به ترتیب، نشان‌دهنده ستانده منطقه L در زمان t، ضرایب تکنولوژی منطقه L، ضرایب تکنولوژی بین منطقه‌ای L و M، ماتریس سرمایه درون منطقه ای، ماتریس سرمایه بین منطقه‌ای و تقاضای نهایی بدون عامل تشکیل سرمایه و موجودی انبار است. در روش چارم طبق جدول (۱)، برآورد تبادلات بین‌بخشی درون منطقه‌ای به کمک رابطه $a_{ij}^N \hat{X}_j^R$ برآورد می‌شد؛ اما نکته این است که با فرض برابری ضرایب تکنولوژی ملی و منطقه‌ای، عملاً ضرایب تکنولوژی همه مناطق، با هم برابر در نظر گرفته خواهند شد. لذا منطقه‌ای‌سازی ضرایب تکنولوژی ملی می‌تواند از بیش برآوردی ارزش افزوده استانی (پسماند) جلوگیری کند و همچنین نیاز به سایر روش‌های غیرآماری همچون RAS را نیز تا حدودی از میان خواهد برد. لذا تقاضای واسطه‌ای درون منطقه‌ای تعدیل شده برابر است با:

---

۱. در پایان نامه نوری (۱۳۹۰)، بیان شده است که با ادغام دو ماتریس سرمایه ثابت و موجودی انبار، به ماتریس سرمایه دست خواهیم یافت؛ اما چون برآورد جدول داده ستانده پویا مد نظر نبوده، تراز شدن جدول نیز مورد توجه قرار نگرفته است.

۲. فرض شده که وقفه زمانی تشکیل سرمایه در منطقه برابر یک سال است. علت انتخاب این مقدار وقفه، آن است که تأمین مالی اکثر پروژه‌های اقتصادی در منطقه توسط دولت مرکزی انجام خواهد شد و بودجه نیز یک ساله گزارش می‌شود.

$$if \quad x_i^L > 0 \quad , \quad \begin{bmatrix} Z_{1j}^{LL} & \dots & Z_{1,10}^{LL} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_{10,j}^{LL} & \dots & Z_{10,10}^{LL} \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} a_{1j}^N & \dots & a_{1,10}^N \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{10,j}^N & \dots & a_{10,10}^N \end{bmatrix} . \begin{bmatrix} lq_1^L & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & lq_{10}^L \end{bmatrix}}_{\text{ماتریس فضایی تکنولوژی منطقه } L} . \begin{bmatrix} X_1^L & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & X_{10}^L \end{bmatrix} \quad (۱۷)$$

مقادیر ماتریس‌های Z_{ij}^{LL}، a_{ij}^{LL}، lqa_i^L و X_i^L به ترتیب، نشان دهنده ماتریس تبادلات بین‌بخشی درون منطقه‌ای، ماتریس ضرایب تکنولوژی منطقه‌ای، ماتریس قطری ضرایب مکانی، ماتریس قطری ستانده استانی است. هر درایه روی قطر اصلی ماتریس ضرایب مکانی، از رابطه $lqa_i^L = \frac{\left(\frac{x_{it}^L}{\sum_{i=1}^{10} x_{it}^L}\right)}{\left(\frac{x_{it}^N}{\sum_{i=1}^{10} x_{it}^N}\right)} \Big/ \frac{\left(\sum_{i=1}^{10}\frac{x_{it}^L}{\sum_{i=1}^{10} x_{it}^L}\right)}{\left(\sum_{i=1}^{10}\frac{x_{it}^N}{\sum_{i=1}^{10} x_{it}^N}\right)}$ برآورد خواهد شد. سایر بخش‌ها همچون ماتریس تبادلات بین‌بخشی بین منطقه‌ای و صادرات و واردات بین‌المللی و غیره ... نیز براساس مبانی نظری (جدول ۱) برآورد می‌شوند. همچنین برای برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای نیز به صورت زیر عمل می‌شود:

$$I_t^L = I_t^{LL} + I_t^{LM} \quad (۱۸)$$

$$I_{ij,t}^L = \left(\frac{X_{it+1}^L - X_{it}^L \Big/ \sum_{i=1}^{10} X_{t+1}^L - \sum_{i=1}^{10} X_{it}^L}{X_{it+1}^N - X_{it}^N \Big/ \sum_{i=1}^{10} X_{t+1}^N - \sum_{i=1}^{10} X_{it}^N} \right) . I_{ij,t}^N \quad , \quad (۱۹)$$

$$\gamma_i = \frac{\sum_{i=1}^{10} X_{t+1}^N - \sum_{i=1}^{10} X_{it}^N}{(\sum_{i=1}^{10} X_{t+1}^L - \sum_{i=1}^{10} X_{it}^L)(X_{it+1}^N - X_{it}^N)}$$

$$so: \quad I_t^L = [\gamma(X_{t+1}^L - X_t^L)] I_t^N \quad (۲۰)$$

$$: \quad I_t^{LL} = \frac{lqi^L \gamma(X_{t+1}^L - X_t^L) I_t^N}{X_N^t} \quad \rightarrow \quad if \quad \frac{I_t^N}{X_N^t} = B^N \quad (۲۱)$$

$$lqi^L = \frac{(K_{i,t+1}^L - K_{i,t}^L)}{\frac{(\sum_{i=1}^{10} K_{i,t+1}^L - \sum_{i=1}^{10} K_{i,t}^L)}{(K_{i,t+1}^N - K_{i,t}^N)}} \quad (۲۲)$$

$$so \quad I_t^{LL} = B^N . lqi^L . \gamma(X_{t+1}^L - X_t^L) \quad (۲۳)$$

$$if \quad B^N.lqi^L = \beta \tag{۲۴}$$

$$I_t^{LL} = \beta\gamma(X_{t+1}^L - X_t^L) \tag{۲۵}$$

$$I_t^{LM} = [\gamma(X_{t+1}^L - X_t^L)I_t^N] - [\beta\gamma(X_{t+1}^L - X_t^L)] \tag{۲۶}$$

$$I_t^{LM} = [I_t^N - \beta].\gamma(X_{t+1}^L - X_t^L) \tag{۲۷}$$

$$if \quad [I_t^N - \beta].\gamma = \beta' \tag{۲۸}$$

$$I_t^{LM} = \beta'(X_{t+1}^L - X_t^L) \tag{۲۹}$$

تمام روابط بالا در صورتی صادق است که دو شرط $X_{t+1}^L > X_t^L$ و $X_{t+1}^N > X_t^N$ برقرار باشد. مقدار $\mathrm{K_{i,t}^L}$ و $\mathrm{K_{i,t+1}^L}$ نشان دهنده تملک دارایی سرمایه‌ای استان اصفهان برای دو دوره $\mathrm{t+1}$ و t، و همچنین مقادیر $\sum_{i=1}^{10}\mathrm{K_{i,t}^L}$ و $\sum_{i=1}^{10}\mathrm{K_{i,t+1}^L}$ نیز نشان دهنده جمع ستونی تملک دارایی سرمایه‌ای استان اصفهان است. عناصر در مخرج نیز همین مقادیر را در سطح ملی نشان می‌دهند. در نهایت، با برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای (درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای)، به برآورد شاخص عددی بهره‌وری سرمایه بر حسب ارزش افزوده و ستانده در سال ۱۳۹۵ پرداخته خواهد شد.

$$\rho_{ij}^{LL} = \frac{V_j^L}{\sum_{j=1}^{10} I_{ij}^{LL}} \qquad \rho_{ij}^{LM} = \frac{V_j^L}{\sum_{j=1}^{10} I_{ij}^{LM}} \tag{۳۰}$$

$$\rho_{ij}^{LL} = \frac{X_j^L}{\sum_{j=1}^{10} I_{ij}^{LL}} \qquad \rho_{ij}^{LM} = \frac{X_j^L}{\sum_{j=1}^{10} I_{ij}^{LM}} \tag{۳۱}$$

از طرفی به کمک برآورد شاخص ویلیامسون، توزیع نرمال سرمایه بین بخش‌ها قابل بررسی است. شاخص ویلیامسون برابر است با:

$$CVI_i = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{10}(I_{ij} - \bar{I}_{ij})^2}{N}}}{\frac{\sum_{j=1}^{10} I_{ij}}{N}} \tag{۳۲}$$

$$if \quad N = 1, \dots, 10 \ \ sectors$$

هرچه این شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد، بدان معنا است که سرمایه میان ۱۰ بخش اقتصادی در منطقه، دارای توزیع نرمال‌تری است. همچنین برای بررسی داده‌های آماری و تحلیل بخش‌ها از نظر مزیت نسبی، از روابط زیر استفاده می‌شود:

شاخص مزیت نسبی آشکار شده

$$RCA = \frac{AV_i^R / GDP_i^R}{AV_i^N / GDP_i^N} \quad (۳۳)$$

شاخص متقارن شده مزیت نسبی

$$SRCA = \frac{RCA - 1}{RCA + 1} \quad (۳۴)$$

از طرفی، جهت تحلیل نتایج شاخص‌های برآوردی، از جدول شماره (۳) استفاده می‌شود.

جدول ۳: تحلیل شاخص‌های مزیت نسبی آشکار شده و شاخص متقارن شده مزیت نسبی

شاخص	بازه	تحلیل
شاخص مزیت نسبی آشکار شده	$0 < RCA < 1$	بخش در منطقه بدون مزیت است.
	$RCA > 1$	بخش در منطقه دارای مزیت است.
شاخص متقارن شده مزیت نسبی	$0 < SRCA < 0.5$	بخش در منطقه دارای مزیت است.
	$0.5 < SRCA < 1$	بخش در منطقه دارای مزیت بالا است.
	$-1 < SRCA < 0$	بخش در منطقه بدون مزیت است.

مأخذ: لطفعلی پور و همکاران، ۱۴۰۰

۵. یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد جدول داده ستانده پویای ملی به شرح زیر است:

جدول ۴: خلاصه نتایج جدول داده ستانده پویای ملی سال ۱۳۹۵

بخش	شماره بخش	درصد تقاضای مصرفی از ستانده	درصد تقاضای سرمایه‌ای از ستانده	درصد تقاضای نهایی خالص شده از ستانده
کشاورزی	۱	۰/۵۳	۰/۱۳	۰/۳۳
نفت و گاز	۲	۰/۴۵	۰/۰۰	۰/۵۵
معدن	۳	۰/۸۰	۰/۰۶	۰/۱۴
صنعت	۴	۰/۵۰	۰/۲۷	۰/۲۳
آب، برق و گاز	۵	۰/۵۵	۰/۰۴	۰/۴۱
ساختمان	۶	۰/۱۱	۰/۸۹	۰
حمل و نقل	۷	۰/۵۹	۰/۰۴	۰/۳۷
ارتباطات	۸	۰/۵۳	۰/۰۱	۰/۴۶
مستغلات	۹	۰/۱۴	۰/۰۱	۰/۸۵
سایر خدمات	۱۰	۰/۲۷	۰/۰۴	۰/۶۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵: ماتریس ضرایب سرمایه‌ای ملی

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۰/۰۲۴	۰	۰	۰/۰۳۵	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۳	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۴	۰/۰۳۹	۰/۰۲۸	۰/۳۳۷	۰/۰۹۱	۰/۰۸۱	۰/۰۲۸	۰/۲۹۹	۰/۱۴۵	۰/۰۰۰	۰/۰۷۲
۵	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۶	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۸	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۰/۰۸۳	۰/۰۰۰	۰/۰۶۲	۰/۰۱۷	۰/۴۳۸	۰/۰۸۲
۷	۰/۰۰۳	۰	۰	۰/۰۰۷	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۸	۰/۰۰۰	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۹	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۰	۰/۰۱۲	۰	۰	۰/۰۳۱	۰	۰	۰	۰	۰	۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به کمک ضرایب جدول (۵) و بسط روش چارم، ضرایب سرمایه‌ای درون منطقه‌ای برآورد خواهد شد. وقفه زمانی میان سرمایه‌گذاری و تولید، از جمله عوامل مؤثر بر ضرایب سرمایه‌ای است. خلاصه نتایج جدول داده ستانده پویای بین منطقه‌ای برای استان اصفهان برابر است با:

جدول ۶: خلاصه نتایج جدول داده ستانده بین منطقه‌ای برای استان اصفهان

شماره بخش	سهم تقاضای مصرفی درون منطقه‌ای از ستانده استان	سهم تقاضای مصرفی بین منطقه‌ای از ستانده استان	سهم تقاضای سرمایه‌ای درون منطقه‌ای از ستانده استان	سهم تقاضای سرمایه‌ای بین منطقه‌ای از ستانده استان	سهم تراز تجاری بین‌المللی از ستانده استان
۱	۰/۰۹	۰/۱۷	۰/۰۳	۰/۳۸	۰/۳۸
۲	۰	۰	۰	۰	۰
۳	۰/۱۵	۰/۸۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۰
۴	۰/۸۳	۰/۱۱	۰	۰/۶۶	۰/۳۵
۵	۰/۰۹	۰/۶۹	۰/۰۲	۰/۰۵	۰/۱۶
۶	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۲	۴,۶	۰/۰۰
۷	۰/۰۸	۰/۶۲	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۲۷
۸	۰/۰۴	۰/۴۸	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۴۶
۹	۰/۰۲	۰/۱۵	۰	۰	۰/۸۳
۱۰	۰/۰۴	۰/۲۲	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۶۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ماتریس سرمایه منطقه براساس روابط بسط داده شده در جدول (۷) آمده، که شامل سرمایه درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای است.

جدول ۷: ماتریس سرمایه کل استان اصفهان (میلیارد ریال)

شماره بخش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱	۹۸۲۲	۰	۰	۴۳۳۳۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۳	۰/۹۸۲	۰	۰	۲۰۶	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۴	۲۵۱۸۵	۰	۱۵۱۱۵	۱۷۸۷	۲۴۸۷۸	۱۴۱۶۶	۱۱۸۱۶۳	۲۰۶۸۵	۰	۱۱۱۹۰۷
۵	۷۴	۰	۰	۲۴۳۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۶	۱۴۵۵۲	۰	۵۶۰	۴۴۲۰	۲۲۰۰۶	۰	۲۰۹۹۳	۲۰۶۱	۱۹۷۹۷۲	۱۱۰۲۵۱
۷	۶۰۹	۰	۰	۴۸۷۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۸	۱۵	۰	۰	۱۹۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۹	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۰	۳۷۹۲	۰	۰	۳۱۸۸۴	۰	۰	۰	۰	۰	۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بهره‌وری سرمایه بر حسب ارزش افزوده و بر حسب ستانده سال ۱۳۹۵ برابر است با:

جدول ۸: بهره‌وری سرمایه بر حسب ارزش افزوده و ستانده سال ۱۳۹۵

شماره بخش	بهره‌وری بر حسب ارزش افزوده	رتبه بخش بر حسب بهره‌وری (ارزش افزوده)	بهره‌وری بر حسب ستانده	رتبه بخش بر حسب بهره‌وری (ستانده)
۱	۱/۰۲	۶	۲/۴۹	۶
۲	۰	-	۰	-
۳	۱۵/۶۲	۲	۲۵/۶۸	۲
۴	۰/۴۱	۷	۱/۵۲	۷
۵	۱۰/۳۴	۵	۱۴/۴۷	۴
۶	۰/۰۹	۸	۰/۲۲	-
۷	۱۴/۱۷	۳	۲۰/۸۰	۳
۸	۲۱/۹۸	۱	۳۴/۷۱	۱
۹	۰	-	۰	-
۱۰	۱۱/۷۲	۴	۱۱/۳۵	۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص ویلیامسون برای بخش‌های اقتصادی استان اصفهان به قرار زیر است:

جدول ۹: شاخص ویلیامسون توزیع سرمایه بین‌بخشی منطقه اصفهان در سال ۱۳۹۵

شماره بخش	جمع سطری ماتریس سرمایه استان (میلیارد ریال)	میانگین سطرها (میلیارد ریال)	$\sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{10}(I_{ij}-\bar{I}_{ij})^2}{N}}$	$\frac{\sum_{j=1}^{10} I_{ij}}{N}$	CVI_i	رتبه بخش
۱	۵۳۱۵۴	۵۳۱۵	۱۳۰۰۶۲۸۶	۵۳۱۵۴۶۶	۲/۴۵	۳
۲	۰	۰	۰	۰	۰	–
۳	۲۰۷	۲۰	۶۱۹۵۹	۲۰۷۶۲	۲/۹۸	۸
۴	۵۰۸۸۶۰	۵۰۸۸۶	۵۸۸۷۰۱۳۶	۵۰۸۸۶۰۷۳	۱/۱۵	۱
۵	۲۵۰۶	۲۵۰	۷۲۷۵۷۵	۲۵۰۶۸۹	۲/۹۰	۷
۶	۳۷۲۸۱۷	۳۷۲۸۱	۶۲۱۳۶۹	۳۷۲۸۱۷۸۶	۱/۶۷	۲
۷	۵۴۸۲	۵۴۸	۱۴۵۲۸۹۱	۵۴۸۲۰۲	۲/۶۵	۴
۸	۲۰۸	۲۰	۵۷۵۳۸	۲۰۸۴۹	۲/۷۵	۶
۹	۰	۰	۰	۰	۰	–
۱۰	۳۵۶۷	۳۵۶	۹۵۰۶۳۵۱	۳۵۶۷۶۶۳	۲/۶۶	۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص مزیت نسبی آشکار شده و شاخص متقارن شده مزیت نسبی برابر است با:

جدول ۱۰: برآورد شاخص مزیت نسبی برای استان اصفهان برای سال ۱۳۹۵

شماره بخش	بخش	شاخص مزیت نسبی	مزیت بر اساس RCA	شاخص متقارن شده مزیت نسبی	مزیت بر اساس SRCA
۱	کشاورزی	۰,۷	ندارد	-۰,۲	ندارد
۲	نفت و گاز	۰	ندارد	-۱	ندارد
۳	معدن	۰,۵	ندارد	-۰,۳	ندارد
۴	صنعت	۱,۷	دارد	۰,۳	دارد
۵	آب، برق و گاز	۰,۹	ندارد	-۰,۱	ندارد
۶	ساختمان	۰,۵	ندارد	-۰,۳	ندارد
۷	حمل و نقل	۱,۳	دارد	۰,۲	دارد
۸	ارتباطات	۰,۳	ندارد	-۰,۶	ندارد
۹	مستغلات	۱,۲	دارد	۰,۱	دارد
۱۰	سایر خدمات	۰,۸	ندارد	-۰,۱	ندارد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. بحث و نتیجه گیری

در پژوهش حاضر، ظرفیت سنجی تشکیل سرمایه بخشی در استان اصفهان به کمک برآورد ماتریس سرمایه بخش در بخش، دنبال شده، و برای این منظور، از بسط روش چارم برای منطقه‌ای سازی

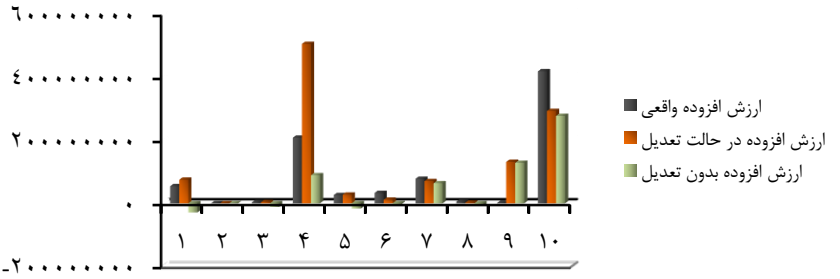
جدول داده ستانده پویای ملی استفاده به عمل آمده است. دلیل استفاده از یک رویکرد غیرآماری جهت برآورد ماتریس سرمایه منطقه‌ای، نبود اطلاعات آماری تشکیل سرمایه بخشی درون منطقه و نبود اطلاعات آماری استهلاک بخشی، و علت استفاده از روش چارم نیز، وجود تجارت همزمان در استان اصفهان برای کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای است. لذا در ابتدا ماتریس سرمایه منطقه‌ای برآورد شده و در نهایت، ظرفیت‌سنجی تشکیل سرمایه بخشی به کمک تحلیل بهره‌وری تک عاملی و شاخص ویلیامسون سرمایه و برآورد شاخص مزیت نسبی صورت می‌پذیرد.

براساس اطلاعات جدول (۴)، بیشترین سهم تقاضای مصرفی از ستانده، مربوط به بخش معدن و کمترین، مربوط به بخش ساختمان، بیشترین سهم تشکیل سرمایه ملی از ستانده، مربوط به بخش ساختمان و کمترین نیز مربوط به بخش نفت و گاز، بیشترین سهم تقاضای نهایی از ستانده، مربوط به بخش مستغلات و کمترین سهم، مربوط به بخش ساختمان، و براساس اطلاعات جدول (۵)، بیشترین ضریب سرمایه ملی مربوط به بخش عرضه کننده ساختمان و تقاضا کننده بوده، و یکی از دلایل زیاد شدن ضرایب سرمایه‌ای، زیاد شدن وقفه زمانی میان سرمایه‌گذاری و تولید است.

همچنین نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که بیشترین درصد تقاضای مصرفی درون منطقه‌ای از ستانده استان، مربوط به بخش صنعت و کمترین، مربوط به بخش نفت و گاز، بیشترین درصد تقاضای مصرفی بین منطقه‌ای از ستانده استان مربوط به بخش آب، برق و گاز و کمترین سهم، مربوط به بخش نفت و گاز، بیشترین سهم تقاضای سرمایه‌ای درون منطقه‌ای از ستانده استانی، مربوط به بخش کشاورزی و کمترین سهم، مشترکاً مربوط به بخش‌های نفت و گاز، صنعت و مستغلات، و بیشترین سهم تراز تجاری بین‌المللی از ستانده منطقه، مربوط به بخش مستغلات و کمترین آن، مربوط به بخش نفت و گاز است.

تعدیل ضرایب تکنولوژی ملی چه اثری بر ارزش افزوده استانی خواهد داشت؟

تفاوت ارزش افزوده واقعی و ارزش افزوده برآوردی در حالت تعدیل شده و تعدیل نشده، در نمودار (۱) نشان داده شده است:



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: تفاوت ارزش افزوده‌ها در حالت تعدیل شده و نشده

ارزش افزوده در حالتی که ضرایب تکنولوژی ملی با تکنولوژی منطقه‌ای برابر است، در چهار بخش کشاورزی، معدن، آب، برق و گاز و ساختمان، منفی برآورد شده است؛ در حالی که در روش پیشنهادی پژوهش حاضر، این مقادیر مثبت برآورد شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در بخش‌های حمل و نقل، ارتباطات و خدمات، ارزش افزوده با اختلاف کمتری نسبت به ارزش افزوده واقعی برآورد ، و لذا تعدیل ضرایب از بین ۱۰ بخش اقتصادی، حداقل بر ۷ بخش اقتصادی اثر خوبی داشته است؛ اما برای دو بخش صنعت، شاهد بیش برآوردی در ارزش افزوده منطقه‌ای هستیم و برای بخش مستغلات نیز شاهد کم برآوردی هستیم. همچنین بخش نفت و گاز نیز در هر دو روش، ارزش افزوده صفر را نشان می دهد.

ماتریس سرمایه بخش در بخش استان اصفهان چه مقداری است؟

نتایج جدول (۷) نشان دهنده ماتریس ضرایب سرمایه‌ای استان اصفهان می‌باشد. بیشترین تولیدات بخشی، مربوط به بخش صنعت، ساختمان و کشاورزی، و بیشترین خریدهای سرمایه‌ای، مربوط به بخش‌های صنعت، خدمات و مستغلات بوده است.

کدام بخش در استان اصفهان، دارای بیشترین شاخص عددی بهره‌وری سرمایه است؟

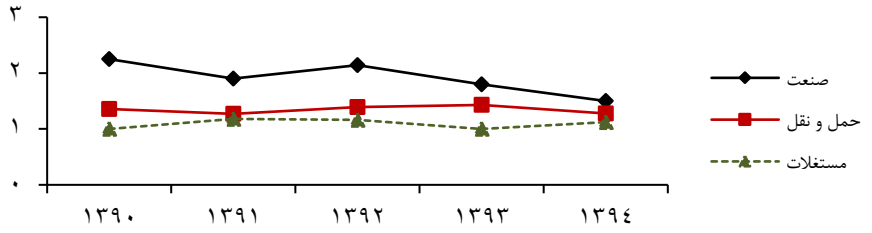
براساس جدول (۸)، بیشترین میزان بهره‌وری بخشی، مربوط به بخش‌های ارتباطات، معدن و حمل و نقل بوده، و یکی از دلایل بزرگ شدن میزان بهره‌وری، کاربر بودن ($\frac{L\uparrow}{K}$) بخش نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی است. از طرفی، تخصص نیروی کار در بخش‌ها نیز می‌تواند بر بهره‌وری، اثر مثبت داشته باشد؛ در حالی که بخش‌های کشاورزی و صنعت در رتبه‌های ۶ و ۷ قرار دارند. یکی از دلایل کم شدن بهره‌وری بخش صنعت و کشاورزی در سال ۱۳۹۵، وجود ظرفیت‌های مازاد تولیدی است. هرچه میزان استفاده از ظرفیت‌های تولیدی بیشتر باشد، بهره‌وری سرمایه بیشتر خواهد شد. این بدان معنا است که بخشی کارآمد خواهد بود که فاصله تولیدات بالفعل و بالقوه‌اش کمتر باشد. از طرفی، قدیمی بودن فناوری‌های استفاده شده در بخش‌های اقتصادی نیز می‌تواند دلیلی بر بهره‌وری کمتر این بخش‌ها باشند.

توزیع تشکیل سرمایه برای کدام بخش‌های اقتصادی در استان اصفهان از سایر بخش‌ها بیشتر بوده است؟

نتایج جدول (۹) نیز نشان می‌دهد که بخش صنعت به عنوان بخش عرضه کننده، کالای سرمایه‌ای تولید شده خود را به صورت متوازن‌تری میان بخش‌های تقاضاکننده توزیع کرده است؛ بدان معنا که سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش صنعت، احتمالاً اثرات انتشاری بیشتر و متوازن‌تری بر سایر بخش‌های اقتصادی در منطقه خواهد گذاشت. بخش‌های ساختمان و کشاورزی در جایگاه بعدی قرار دارند؛ اما بخش معدن به عنوان بخش عرضه کننده کالای سرمایه‌ای، دارای اثر نامتوازن‌تری بر سایر بخش‌های اقتصادی است.

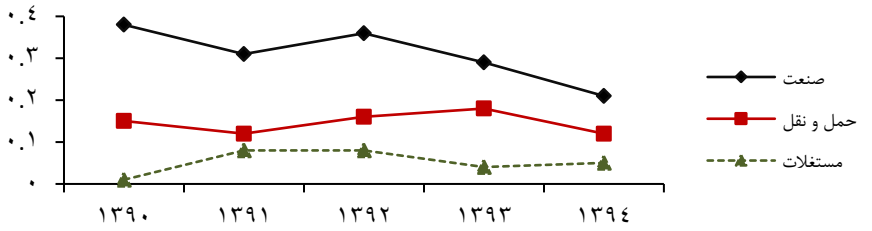
بخش‌های اقتصادی با بیشترین مزیت نسبی در استان اصفهان چه بخش‌هایی بوده‌اند؟

نتایج جدول (۱۰) نشان می‌دهد که سه بخش صنعت، حمل و نقل و مستغلات، دارای بیشترین مزیت نسبی بر حسب هر دو شاخص هستند. اما هیچیک از بخش‌ها دارای مزیت نسبی بالا نیستند. این نتایج نشان می‌دهد که این سه بخش، باید حداقل به عنوان یکی از بخش‌های صادرکننده داخلی یا خارجی منطقه باشند. همچنین روند تغییرات دو شاخص مزیت نسبی برای این سه بخش اقتصادی بین سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ در نمودار (۲) و (۳) نشان داده شده است:



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: شاخص مزیت نسبی آشکار شده برای استان اصفهان (میلیارد ریال)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: شاخص متقارن شده مزیت نسبی برای استان اصفهان (میلیارد ریال)

شاخص متقارن شده مزیت نسبی نیز نتایج شاخص آشکار شده مزیت نسبی را تأیید می‌کند. همچنین با برآورد ماتریس معکوس لئونتیف و بررسی پیوند پسین و پیشین در منطقه، بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی دارای بیشترین پیوند پسین‌اند و بخش حمل و نقل در رتبه چهارم قرار دارد. همچنین بخش‌ها با بیشترین پیوند پیشین، به ترتیب، مربوط به بخش‌های صنعت، ساختمان و کشاورزی است و بخش حمل و نقل در رتبه چهارم قرار دارد. بخش‌ها با بیشترین پیوند پیشین، نتایج شاخص ویلیامسون سرمایه را تأیید می‌کنند.

به صورت خلاصه، نتایج نشان می‌دهد که بخش صنعت با بیشترین سهم ستانده از ستانده کل استانی، دارای بهره‌وری کم در سال ۱۳۹۵ بوده است؛ در حالی که براساس اطلاعات شاخص ویلیامسون، این بخش بیشترین اثرات انتشاری متوازن را با سایر بخش‌های اقتصادی دارد و نتایج پیوند پیشین نیز این مورد را تأیید می‌کند. همچنین بر اساس دو شاخص RCA و SRCA نیز این

بخش دارای مزیت نسبی است. لذا توجه به سرمایه‌گذاری جدید در این بخش و بهبود فناوری تولید، می‌تواند اثرات خوبی بر خود بخش و در نهایت، بر سایر بخش‌های اقتصادی در منطقه داشته باشد. همچنین بخش حمل و نقل هم دارای مزیت نسبی است و هم براساس شاخص بهره‌وری، دارای رتبه بالاتری نسبت به سایر بخش ها است؛ در حالی که این بخش در بررسی پیوند پسین و پیشین نیز در رتبه چهارم قرار دارد. همچنین بخش معدن نیز در سال ۱۳۹۵ بهره‌وری بالایی داشته است؛ هرچند که ضریب اختلاف این بخش نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی کمتر است. همچنین منطقه‌ای سازی ضرایب تکنولوژی باعث بهبود ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی می‌شود.

۷. توصیه‌های سیاستی

- تهیه جداول داده ستانده آماری ملی به صورت سالانه و تکمیل اطلاعات موجودی آماری تمامی بخش‌های اقتصادی، می‌تواند نتایج داده ستانده منطقه‌ای را دستخوش تغییر کند.
- از طرفی، جمع‌آوری اطلاعات سرمایه منطقه‌ای نیز می‌تواند در تکمیل ماتریس سرمایه منطقه‌ای مؤثر باشد.

تقدیر و تشکر

مقاله حاضر، از رساله دکتری مریم امینی با عنوان "تجزیه و تحلیل نظری و تجربی داده ستانده پویای بین منطقه‌ای با تاکید بر رویکرد پویایی شناسی سیستم (مطالعه موردی: استان اصفهان)" دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان استخراج شده، که مورد حمایت مالی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان اصفهان به شماره ثبت ۷۲۸۶۸۶ بوده است. بدین وسیله نویسندگان مقاله، مراتب احترام خود را از سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان اصفهان، به پاس همکاری‌ها در حوزه جمع‌آوری داده‌های آماری، اعلام می‌دارند.

References

Abutalebi, M. (2016). Factor-Oriented Analysis of Spillover and Feedback Effects in the Input-Output Model of Two Regions (Isfahan Province and other Provinces of the Country). PhD Thesis. Faculty of Administrative Sciences and Economics. University of Esfahan (in Farsi).

Ahumade, H., Cavallo, E., Mariral, S., & Navajas, F. (2022). "Sector Productivity Growth, COVID-19 Shocks and Infrastructure". Economics of Disaster and Climate Change, 6.

Akbari, N. Abu Talebi, M. (2019). *Regional Data Analysis*. Program and Budget Organization of the Country (in Farsi).

Asgharpour, H., & Sharifi, N. (2017). "Evaluating the Effectiveness of Flagg's Spatial Contribution Methods and its Modification in Regionalizing National Input-Output Tables in Iran's Economy". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 5(3): 103-136 (in Farsi).

Asiayi, M. (2010). "Calculation of the Matrix of Inter-Sector Capital Coefficients in Iran's Economy for the Years 2000". Iranian Economic Research Quarterly, 9 (in Farsi).

Banoui, A. (1375). "The Application of Dynamic Input-Output Model in Economic Planning of Iran". Scientific Journal of Planning and Budgeting, 1(4): 21-37 (in Farsi).

Banoui, A., Mohajeri, P., Sadeghi, N., & Sherkat, A. (2016). "A New Combined FLQ-RAS Method for Calculating the Regional Input-Output Table: Case Study: Gilan Province". Iranian Economic Research Quarterly, 22(17) (in Farsi).

Banoui, A., Ziyai, Z., Mohajeri, P. (2018). "Quantitative Analysis of the Spatial Dimensions of Regional Economic Sectors Using the Combined EFLQ-RAS Method (Case Study: Gilan Province)". Regional Planning Quarterly, 9(36) (in Farsi).

Campos, N., Coricelli, F., & Franceschi, E. (2022). "Institutional Integration and Productivity Growth: Evidence from the 1995 Enlargement of the European Union". 142, 104014.

Cao, R. (2022). "Regional Tourism Economic Impact Evaluation Based on Dynamic Input-Output Model". Analysis of Financial Problems Based on Mathematical Models. 2022, 4005016. https://doi.org/10.1155/2022/4005016

Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2019). Capital Balance Report of the Country (in Farsi).

Chen, Y., & Dai, W. (2022). "Tracking Control of the Dynamic Input-Output Economic System Based on Data Fusion". Security and Communication Networks. https://doi.org/10.1155/2022/1461977

Emami, A., Mohammadi, T., & Behrouz, A. (2014). "Measuring Efficiency and Productivity in Gas and Natural Gas Stations in Iran". Financial Economics, 9(30) (in Farsi).

Farsi, F., & Afshari, Z. (2018). "Applying the Modified FLQ-RAS Method in Calculating the Input-Output Table of Fars Province". Al-Zahra's Economic Progress Policy Quarterly, 7(1) (in Farsi).

Fethullahi, J., Mutevaseli, M., Momeni, F., & Najafi, M. (2013). "An Introduction to Local Indicators for Measuring the Productivity of the National Economy". Planning and Budgeting Quarterly, 19(2) (in Farsi).

Gallo, L., Sandy, D. (2008). "Spatial and Sectorial Productivity Convergence between European Regions". European Regional Science Association. http://hdl.handle.net/10419/117484

Ghafari Fard, M. (2018). "Investigating the Policy Process of Development and Regional Balance during Development Programs in Iran and Providing Basic Strategies". Strategic Studies of Public Policy, 9(30) (in Farsi).

Ghasemi, M., Mohajeri, P., & Haddadi, Q. (2017). "Calculation of Single Regional Input-Output Table with Combined FLQ-RAS Method and Increasing Employment Coefficients: A Case Study of Kohgiluyeh Province and Boyer Ahmed". Journal of Applied Economic Studies of Iran (in Farsi).

Han, Y., Lou, X., Feng, M., Geng, Z., Chen, L., & Ping, W. (2022). "Energy Consumption Analysis and Saving of Buildings Based on Static and Dynamic Input-Output Models". Energy. https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.122240

Hewings, G. (2020). Regional Input-Output Analysis. Web Book of Regional Science, SAGE Publications, 10

Iran Statistics Center. (2018). Regional Information.

Jahangard, E. (2014). "Evaluation of the Methods of Adjustment of the Input-Output Table in Iran". Economic Research Quarterly, 5(3) (in Farsi).

Karimi, M., Mohajeri, P., & Banoui, A. (2017). "Identification of Superior Statistics and their Impact on the Statistical Validity of Regional Output Data Tables with the New Combined CHARM-RAS Method". Journal of Applied Economic Studies of Iran, 26 (in Farsi).

Kohno, H ., & Higano, Y. (2022). "Optimal Planning of Asian Expressway Network with Dynamic Interregional Input-Output Programming Model". Public Investment Criteria. https://doi.org/10.1007/978-4-431-55221-5_8

Kronberg, T. (2009). "How Can Regionalization Methods Deal with Cross Hauling?". 16th International Input-Output Conference, Istanbul.

Leontief, W. (1953). *Dynamic Analysis: In Studies in the Structure of the American Economy*. Oxford University.

Ma, N., Yin, G., Li, H., Sun, W., W., Z., Liu, G., & Xie, D. (2022). "The Optimal Industrial Carbon Tax for China under Carbon Intensity Constraints: A Dynamic Input-Output Optimization Model". Environmental Science and Pollution Research, 29: 53191–53211.

Management and Planning Organization of Isfahan Province. (1400). Capital Asset Acquisition Report of Isfahan Province (in Farsi).

Miller, E., & Blair, D. (2009). *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*. Cambridge University Press.

National Productivity Organization. (2019) Strategic Evaluation Report (in Farsi).

Nouri, F. (2018). "Evaluation of Sector Investment in the Third Program of Economic, Social and Cultural Development". Al-Zahra University (S). Faculty of Social Sciences and Economics (in Farsi).

Omid, N., Qavami, H., Houshmand, M., & Salimifar, M. (1400). "Regional Input-Output Table (RIOTs) with FLQ Method Using Statistical Vector of Added Value (Case Study of North Khorasan Province)". Economy and Economic Development, https://doi.org/10.22067/erd.2022.68834.1013 (in Farsi).

Ostadzad, A., & Behpour, S. (2013). "A New Approach in Calculating the Capital Time Series in Iran: The Recursive Algorithm Method Using the Genetic Algorithm". Economic Modeling Research Quarterly, 18 (in Farsi).

Safai Asl, B. (2017). "Measuring Sector Productivity in Iran's Economy". Afaq Human Sciences Monthly, (in Farsi).

Sanati, G., & Ein Abadi, D. (2006). "Measuring the Productivity of Industrial Units". Tadbir, (in Farsi).

Shadab Far, E., Bazazan, F., & Banoui, A. (2019). "Preparation of Multi-Region Input-Output Table Based on CHARM Method". Economic Research Paper, 20(79) (in Farsi).

Shadab Far, E., & Bezazan, F. (2017). "Estimation of Inter-Regional Trade of Tehran and Isfahan Provinces by Charm Method". Quantitative Economic Quarterly, 15(4) (in Farsi).

Shibusawa, H., Matsushima, D. (2022). "Assessing the Economic Impact of Tsunami and Nuclear Power Plant Disasters in Shizuoka, Japan: A Dynamic Inter-Regional Input-Output (IRIO) Approach". Asia-Pacific Journal of Regional Science, 6(14): 307-333.

Difrancesco, R. (1998). "Large Projects in Hinterland Regions: A Dynamic Multiregional Input-Output Model for Assessing the Economic Impacts". 30(1): 15-34.

Sori, A. (2004). *Input-Output Analysis (Inter Industry Analysis)*. Nor Elm. Tehran (in Farsi).

Statistical Yearbook of Isfahan Province. (2015). (in Farsi).

Williamson, J. (1965). "Regional Inequality and the Process of National Development: A Description of Patterns". Economic development and cultural change, 13(4): 1-84.

Zaranejad, M., & Ansari, E. (2006). "Measuring Capital Productivity in Large Industries of the Province". Quantitative Economics, 4 (in Farsi).

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 189-214

Capacity Measurement of Capital Formation in Isfahan Province Based on Interregional Dynamic Input-Output Model[1]

Maryam Amini [2]
Nematolla Akbari [3]
Rozita Moayed Far [4]
Fatemeh Bazazan [5]

Received: 2023-2-16 Accepted: 2023-1-30

Abstract
The lack of statistical data at the regional level has led to the expansion of non-statistical methods for the regionalization of national input-output tables. The main idea of the current research is the regionalization of national dynamic input-output tables using the extension of the Charm method. This research using this non-statistical method provides an estimate of the sectoral capital matrix in the regional level, and finally, with the help of the numerical index of capital productivity and the Williamson' capital index and comparing it with the relative advantage index, it measures the capacity of capital formation. Part of it is in Isfahan province. The results show that the industry sector with the largest share of output from the total output of the province has the lowest numerical index of capital productivity and the highest balanced diffusion effects of capital and the highest comparative advantage in 2015.

Introduction

One of the most efficient methods for examining intra-regional economic capacities is the use of intra-regional and inter-regional capital matrix. In Iran, due to the lack of sufficient statistical data, no attempt has been made to estimate the sectoral capital matrix in the regional level. The purpose of the current research is to regionalize the national dynamic input-output table with the help of expanding the CHARM non-statistical method and estimating the intra-regional and inter-regional capital matrix; to provide an analysis of the capital capacity of different economic sectors in the region with the help of these matrices. In the current research, among all the non-statistical regionalization methods of the national input-output tables, the Charm approach has been selected in accordance with the regional data. The reason for choosing Charm method is the existence of Cross Hauling in Isfahan province. One of the problems of Charm's method is the

1. This article has been etracted from Maryam Amini's dissertation at the University of Isfahan.
2. Ph.D. student of Urban and Regional Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran, Email: ma.amini@ase.ui.ac.ir
3. Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran, (Corresponding Author) Email: n_akbari@ase.ui.ac.ir
4. Associate Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran, Email: r.moayedfar@ase.ui.ac.ir
5. Associate Professor of Economics, Faculty of Social and Economic Sciences, alzahra University of Tehran, Tehran, Iran, Email: fbazzazan@alzahra.ac.ir

placement of national and regional technology coefficients. This simplifying assumption causes the intermediate demand within the region to increase and therefore the added value, which is estimated as a residual; it will be very small or even negative. For this purpose, the current research will regionalize the matrix of national technology coefficients with the help of spatial coefficients; to solve the problem. By estimating the regional capital matrix, an analysis of the final productivity of the sector's capital factor and inter-sector capital distribution will be presented, and the results of these sectors will be compared with the indicators of comparative advantage of the sector. Finally, the research questions will be answered:

- Which effect will the adjustment of the national technology coefficients have on the added value of the province?
- What is the capital matrix of the sector in Isfahan province?
- Which sector in Isfahan province has the highest numerical index of capital productivity?
- Which economic sectors in Isfahan province have more distribution of capital formation?
- What are the economic sectors with the greatest comparative advantage in Isfahan province?

Methodology

At first, it is necessary to estimate the national capital matrix with the help of available data and simplifying assumptions. By estimating the national dynamic input-output table, we will have an estimate of the regional dynamic input-output table with the help of the extension of Charm method. To solve the problem of equality of national and regional technology coefficients, by multiplying the diagonal matrix of spatial coefficients in the matrix of national technology coefficients, we will obtain the spatial technology matrix of the region, and by multiplying this estimated matrix in the resulting diagonal matrix, we will obtain the regional technology matrix. Therefore, smaller regional coefficients will be estimated.

On the other hand, to estimate the intra-regional capital matrix, the difference ratio of the region's output in two periods is used to the same amount at the national level. In this case, the intra-regional capital matrix is estimated. A time interval of one year is considered. The reason for choosing this time interval is that the country's budget is one year and a huge part of the inter-sectoral investment in the region is done by the central government. To estimate the intra-regional capital matrix, the spatial ratio of the region's capital asset ownership to the entire country is used. Finally, by subtracting the national capital matrix from the intra-regional capital matrix, we will get an estimate of the correct inter-regional capital matrix. Finally, with the estimation of the capital matrix, the assessment of the capital formation capacity of the intra-regional sector of Isfahan province is carried out

with the help of single-factor productivity analysis of capital and the Williamson index of capital and the estimation of the relative advantage index.

Results and Discussion

In the case that the coefficients of national technology are equal to regional technology, the added value is negatively estimated in four sectors, agriculture, mining, water and electricity, gas and construction. This is despite the fact that in the proposed method of the current research, these positive values are estimated. According to the capital matrix, the most productions were related to the industry, construction and agriculture sectors. Also, the most capital purchases were related to industry, services and real estate sectors. The highest level of sector productivity is related to the communication, mining and transportation sectors. One of the reasons for the increase in user productivity$((L\uparrow)/K)$ of the sector is compared to other economic sectors. According to Wilsamson's index, the industrial sector, as a supply sector, has distributed its produced capital goods in a more balanced way among the demand sectors. Three sectors, industry, transportation and real estate, have the greatest comparative advantage according to both indicators. But none of the sectors has a high relative advantage.

Conclusion

In summary, the results show that the industry sector with the largest share of output from the total output of the province had low productivity in 2015. Meanwhile, according to Williamson's index, this sector has the most balanced emission effects with other economic sectors, and the results of the previous link also confirm this. Also, based on the RCA and SRCA indices, this sector has a comparative advantage. Therefore, paying attention to new investment in this sector and improving production technology can have good effects on the sector itself and ultimately on other economic sectors in the region.

Keywords: Input–Output, Capital, Regional Economy, CHARM
JEL Classification: C67, E22, R11

نشریه علمی‌پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲، ص: ۲۴۶-۲۱۵

هدفمندسازی در شرایط اطلاعات ناقص و محدودیت بودجه: مطالعه موردی خانوارهای روستایی ایران

باقر درویشی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۲ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۳**

چکیده

هدف اصلی از تدوین این مقاله، مقایسه ویژگی‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی خانوارهای روستایی کشور با هدف شناسایی بهترین مشخصه‌ها به منظور هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران است. برای این منظور، با به‌کارگیری داده‌های هزینه بودجه خانوارهای روستایی کشور در سال ۱۳۹۹، شاخص‌های مختلف فقر و یک روش بهینه‌سازی عددی جدید، مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها برای هدفگذاری برنامه‌های فقرزدایی مورد مقایسه قرار گرفتند. بر اساس نتایج حاصل، برای شاخص فقر سرشمار، کارآیی هدفگذاری بر اساس مشخصه‌های مختلف خانوار بین ۲۳/۶۷ تا ۳۱/۰۳ درصد، نرخ پوشش جمعیتی بین ۳۸/۹۳ تا ۱۰۰ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۴۱/۶۲ تا ۵۲/۵۳ تغییر می‌کند. حال اگر هدفگذاری بر اساس شاخص شکاف فقر صورت گیرد، کارآیی هدفگذاری بین ۴۲/۱۸ تا ۴۸/۰۲ درصد، نرخ پوشش جمعیتی بین ۸۶/۲۱ تا ۱۰۰ درصد و جمع دو خطای حذف و شمول نیز بین ۴۶/۹۶ تا ۵۲/۵۳ خواهند بود. در نهایت، اگر شاخص توان دوم شکاف فقر، مبنای هدفگذاری قرار گیرد، میزان کارآیی بین ۵۳/۹۹ تا ۵۹/۵۱، نرخ پوشش جمعیتی بین ۹۹/۳۳ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۴۸/۹۲ تا ۵۲/۵۳ تغییر خواهد کرد. نکته جالب توجه اینکه که در هدفگذاری بر اساس هر سه شاخص فقر مذکور، همواره به ترتیب، مشخصه‌های بعد خانوار، تعداد اعضای زیر ۷ سال و تحصیلات سرپرست خانوار، بهترین مشخصه‌ها برای هدفگذاری فقر هستند.

واژگان کلیدی: هدفمندسازی یارانه‌ها، خانوارهای روستایی، اطلاعات ناقص و محدودیت بودجه، روش بهینه‌سازی عددی

طبقه‌بندی JEL: I3, I32, I38

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه ایلام (نویسنده مسؤول) Ba.darvishi@ilam.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از اهداف اصلی سیاست‌های توسعه‌ای در کشورهای در حال توسعه، کاهش فقر است. اما به دلیل تعداد و اندازه سایر مشکلات توسعه‌ای، منابع مالی موجود برای فقر زدایی اغلب بسیار محدود است. بنابراین نیاز است اولویت‌های هزینه‌ای به درستی تعریف و پرداخت‌های انتقالی دولت به کسانی تخصیص داده شود که نیازهای حیاتی‌تری دارند. بهترین روش در این زمینه، هدفمند سازی است. در هدفمندسازی نسبت به پرداخت‌های همگانی، می‌توان با هزینه کمتر، کاهش بیشتری در فقر را تحقق بخشید. به بیان دیگر، انگیزه‌های هدفمندسازی از سه ویژگی مختص به شرایط سیاست‌گذاری ناشی می‌شود که یکی، حداکثر کردن میزان کاهش در فقر؛ دوم، محدود بودن بودجه مرتبط با برنامه‌های فقرزدایی و سوم، مبادله بین تعداد ذی‌نفعان برنامه و میزان پرداخت انتقالی است که به ترتیب، نشان‌دهنده هدف، محدودیت بودجه و هزینه فرصت یک برنامه هدفمندسازی هستند (درویشی و همکاران، ۱۳۹۸).

در این زمینه، کودی و مورلی (۲۰۰۳)[1]، با بررسی تجربه کشورهای مختلف در زمینه برنامه‌های هدفمند سازی نشان دادند که خطاهای شمول و حذف[2] از پیامدهای اجتناب ناپذیر این برنامه‌ها هستند. تلاش‌ها در زمینه بهبود کارآیی برنامه‌های هدفمند سازی، عموماً بر کاهش یک، یا برخی مواقع بر کاهش هر دو خطای مذکور تمرکز کرده‌اند. اما در عمل، به دلیل دشوار بودن تشخیص دقیق شرایط اقتصادی خانوارها، تعیین افراد یا خانوارهای واجد شرایط دریافت پرداخت‌های انتقالی، آسان نبوده و طراحی یک مکانیسم اداری برای اطمینان از اینکه پرداخت‌های مذکور به ذی‌نفعان واقعی برسد نیز کار ساده ای نیست.

لذا برای هدفمند کردن بودجه‌های محدود تخصیص یافته به برنامه‌های فقرزدایی و افزایش کارآیی آنها، طیف گسترده‌ای از روش‌های هدفمندسازی شامل آزمون سنجش وسع(MT[3])، آزمون تقریب وسع (PMT[4])، هدفمندسازی طبقه‌ای[5]، هدفمندسازی جغرافیایی[6]، خودهدفمندسازی[7] و هدفمندسازی جامعه محور[8] ارائه شده است (کوادی و همکاران[9]، ۲۰۰۴).

با این وجود، محققان[10] با اجماع توافق دارند که در شناسایی فقرا، هیچ روشی به روشنی بر سایر روش‌ها برتری ندارد و اثربخشی آنها در زمینه کاهش فقر، بستگی به فاکتورهای متعددی مانند خط

1. Coady and Morley (2003).
2. Errors of inclusion and exclusion
3. Means Testing
4. Proxy Means Testing
5. Categorical targeting
6. Geographical targeting
7. Self-targeting
8. Community-based targeting
9. Coady, Grosh & Hoddinott (2004).
10. Coady, Grosh & Hoddinott (2004); Devereux *et al*. (2017); Hanna & Olken (2018).

فقر، عمق فقر، سطح نابرابری در بین فقرا، شاخص فقر مورد استفاده و ... دارد. در این زمینه، کانبور (۱۹۸۷)[1]، بر هزینه‌بر بودن روش‌های شناسایی فقرا و همچنین آثار انگیزشی ناشی از آنها تأکید دارد. همچنین هوسو[2](۲۰۱۰)، نتیجه گرفت که هر چه دقت روش هدفمندسازی بالاتر باشد، عملی بودن آن پایین‌تر است، یا اینکه هزینه‌های اجرایی آن بالا است.

بررسی پیشینه موضوع در ایران، نشان می‌دهد که از نظر سیاست‌گذاری، شناسایی فقرا در ایران در بهترین حالت مبتنی بر آزمون تقریب وسع بوده، هدفگذاری مبتنی بر آزمون تقریب وسع به دلیل پیش‌بینی‌های ضعیف در زمینه شناسایی فقرا و عدم شفافیت لازم، مورد انتقاد محققان[3] قرار گرفته است. در این روش، متغیرها و وزن‌های مربوط به نمره‌دهی، اغلب به دلایل انگیزشی محرمانه هستند و یا به‌گونه‌ای بسیار ضعیف برای عامه مردم تشریح می‌شوند؛ به طوری که افراد همیشه درک نمی‌کنند که چرا برخی از آنها انتخاب و برخی دیگر از برنامه حذف می‌شوند.

برای غلبه بر مشکلات مذکور، طی بیست سال گذشته طرح‌های حمایت اجتماعی به طور اساسی پیشرفت کرده و امروزه در اکثر کشورهای در حال توسعه برای شناسایی فقرا، از ترکیب روش‌های مذکور استفاده می‌شود (مارگیتیک و راوالیون[4]، ۲۰۱۹).

هدف اصلی در تدوین این مقاله، ارائه روشی برای اجرای هدفمند سازی یارانه‌ها در شرایط محدودیت بودجه و اطلاعات ناقص سیاست گذار در مورد وضعیت رفاهی خانوارها است. در واقع این مقاله، به بررسی نحوه تخصیص یارانه‌های نقدی به خانوارها در شرایطی می‌پردازد که در آن، برخی ویژگی‌های آنها برای سیاست‌گذار قابل مشاهده است اما درآمد یا مخارج آنها را نمی‌توان به درستی تشخیص داد. در این زمینه، سؤالات زیر مطرح است: در شرایطی که کسب اطلاعات درست در مورد درآمد یا هزینه خانوارها در دسترس نیست، چگونه می‌توان خانوارهای واجد شرایط دریافت یارانه نقدی را بر اساس سایر مشخصه‌های آنها شناسایی کرد؟ اولویت بندی خانوارها جهت دریافت یارانه بر اساس مشخصه‌ها آنها چگونه باید انجام شود؟ هر فرد یا خانوار، باید چه میزان یارانه نقدی دریافت کند که بیشترین کاهش در فقر ایجاد شود ؟ چگونه می‌توان عملکرد یک برنامه هدفمند سازی را مورد بررسی قرار داد؟

جهت پاسخ به سؤالات مذکور در سالهای اخیر، ادبیات رو به رشدی[5] پدیدار شده است. با این حال اکثر این مطالعات، منحصر به هدفمند سازی در شرایطی هستند که درآن، کل جمعیت به تعداد کمی گروه‌های کوچک مستقل از هم تقسیم شده باشد. بنابراین، کار تجربی روی هدفگذاری فقر، اغلب از عدم دقت آماری رنج می‌برد. از طرفی، روش‌هایی که تاکنون در ادبیات مربوطه پیشنهاد شده،

1. Kanbur (1987).
2. Houssou (2010).
3. Kidd & Wylde (2011).
4. Margitic &Ravallion (2019).
5. Besley & Kanbur (1988 & I990); Kanbur (1987); Nicholas & zechhauser (1989); Ravallion (1989); Ravallion & Chao (1989).

به‌گونه‌ای تنظیم نشده‌اند که با توجه به بودجه‌ای ثابت، میزان کاهش در فقر به ازای هر واحد پول هزینه شده را حداکثر کنند.

با هدف پر کردن این شکاف، در این مقاله به پیروی از مطالعات کانبور (۱۹۸۷)، راوالیون و چاو[1] (۱۹۸۹)، البرس و همکاران[2] (۲۰۰۷)، گلیوی[3] (۱۹۹۲)، و آرار و لوکا[4] (۲۰۱۹)، یک روش بهینه‌سازی عددی برای هدفگذاری فقرا در شرایط ثابت بودن بودجه و اطلاعات ناقص در زمینه وضعیت رفاهی افراد جامعه معرفی و برآورد می‌شود. این روش برای یافتن پرداخت‌های انتقالی بهینه گروهی که موجب بیشترین کاهش در هر شاخص فقر جمع‌پذیر (مانند خانواده شاخص‌های فقر[5]FGT) می‌شوند طراحی شده است. بویژه در کشورهای در حال توسعه مانند ایران که در آنها سیاست‌گذاران از وضعیت رفاهی هر فرد در جامعه اطلاعات کامل ندارند و اطلاعات مربوط به وضعیت خانوارها عموماً فقط در مورد خانوارهای نمونه موجود است، این روش، اهمیت بالایی دارد. تحت این شرایط، هدف سیاست‌گذار، پیدا کردن انتقال‌های بهینه گروهی[6] است که بیشترین کاهش را در فقر کل ایجاد کنند. برای این منظور، ساختار مقاله به صورت زیر سازمان یافته است. در بخش بعدی، مبانی نظری و در بخش سوم، پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. بخش چهارم، به روش تحقیق و داده‌ها، و در نهایت، برآورد و تحلیل مدل و نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی، به ترتیب، در بخش‌های پنجم و ششم، ملاحظه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

تحقیقات صورت گرفته در زمینه روش‌های هدفمند سازی، گرایش به اثبات این نکته دارند که برنامه‌های امروزی مبارزه با فقر، هنوز در معرض خطر نتایج تنازلی (منافع بیشتر نصیب افراد ثروتمندتر شود) هستند (کلاسن و سیمون[7]، ۲۰۱۵). این یافته‌ها نشان می‌دهد که تحقیقات تجربی در زمینه کارآیی و اثربخشی روش‌های هدفگذاری، هنوز به نتیجه روشنی نرسیده، و کماکان به عنوان چالش مهمی برای محققان و سیاست‌گذاران باقی مانده‌اند. با این وجود، در دهه‌های اخیر برای رفع این چالش‌ها و ارتقاء مطالعات تجربی از بعد نظری، روش جدیدتری ارائه شده که هدفمندسازی بهینه گروهی نام دارد.

این روش ابتدا توسط کانبور (۱۹۸۷)، ارائه و سپس راوالیون وچاو (۱۹۸۹)، آن را به صورت تجربی به‌کار گرفتند که در ادامه، گلیوی (۱۹۹۲)، آن را از لحاظ نظری بهبود بخشید و در نهایت، آرار و لوکا (۲۰۱۹)، با اصلاح روش گلیوی (۱۹۹۲)، بحث هدفمند سازی بهینه گروهی را طرح کردند. در ادامه، ابتدا روش شناسی گلیوی (۱۹۹۱) و مشکلات آن، معرفی و سپس با ارائه روش شناسی آرار و لوکا (۲۰۱۹)، بحث تکمیل خواهد شد.

1. Ravallion & Chao (1989).
2. Elbers, Fujii, Lanjouw, Özler & Yin (2007).
3. Glewwe (1992).
4. Araar & Luca (2019).
5. Foster, Greer & Thorbecke (1984),
6. Optimal group transfers
7. Klasen & Simon (2015).

گلیوی (۱۹۹۲)، با فرض اینکه هدف برنامه‌های پرداخت انتقالی به فقرا، کاهش شاخص فقر با توجه به یک بودجه ثابت است، به بررسی نحوه تخصیص پرداخت‌های مذکور در شرایط مشخص نبودن میزان درآمد افراد می‌پردازد. به بیانی رسمی‌تر، مسأله، عبارت است از تقسیم بودجه موجود (T) به مجموعه‌ای از پرداخت‌های انتقالی (بردار t) که باید به برخی یا همه اعضای یک جمعیت پرداخت شود، به‌گونه‌ای که شاخص فقر ($P(y;z)$) را مینیمم سازد؛ که در آن، y در آمد و z خط فقر است. اگر y قابل مشاهده باشد، می‌توان مسأله را به صورت زیر طرح کرد:

$$\min P(y+t;z) \qquad s.t. \qquad \sum_i t_i \le T \tag{۱}$$

که در آن، t_i عناصر بردار t هستند. جواب مسأله فوق (که به شکل تبعی $P(y+t;z)$ وابسته است) را می‌توان با t_p^* نمایش داد که اشاره به هدفمند سازی کامل دارد؛ که t_p^* تابع T، y و z است و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$t_p^* = t(y,z,T) \tag{۲}$$

جواب‌های صریح رابطه فوق را می‌توان برای شاخص‌های فقر معمول به‌دست آورد؛ اما وجود جواب برای دیگر شاخص‌ها، به شکل تبعی آنها بستگی دارد. در عمل، y اغلب به سختی قابل مشاهده است و بنابراین، هدفمند سازی کامل امکان پذیر نیست. با این حال، درآمد افراد (y) به احتمال زیاد با دیگر متغیرهای قابل مشاهده (مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها که از این به بعد با بردار x نمایش داده می‌شود)، همبستگی دارد. در این صورت، مسأله مذکور تبدیل به مینیمم کردن فقر مورد انتظار با فرض مشخص بودن توزیع احتمال مشترک y و x می‌شود.

$$\min_t E[P(y+t,z)] \;\; \text{s.t:} \;\; \sum_i t_i \le T \quad \text{given f(y|x) and X} \tag{۳}$$

که در آن، X قابل مشاهده ولی y چنین نیست و X نشان دهنده مجموعه‌ای از مشاهدات x برای همه اعضای جامعه است. جواب عمومی‌مسأله (۳) را می‌توان به وسیله تابع t^* به صورت زیر نمایش داد:

$$t^* = t(f(.|.),X,P(.,.),z,T) \tag{۴}$$

برای تابع توزیع شرطی $f(.|.)$ و شاخص فقر $P(.,.)$ مشخص، رابطه (۴) به شکل زیر تقلیل می‌یابد:

$$t^* = \mathrm{t(X,z,T)} \tag{۵}$$

سپس با فرض مشخص بودن خط فقر z و مقدار پرداخت‌های انتقالی T، رابطه (۵) به صورت تابعی از X قابل بیان است:

$$t^* = t \tag{۶}$$

ممکن است برای رابطه (۶)، جواب تحلیلی وجود نداشته باشد که در این مورد، باید از طریق روش‌های عددی حل شود. بدون تقلیل از کلیت بحث، هر عنصر از t^* را می‌توان به صورت تابعی از x_i (مشاهدات متغیر x برای فرد i) بیان کرد.

$$t_i^* = t(x_i) \qquad (۷)$$

رابطه (۷) یا تابع حداقل کننده فقر، بیانگر این است که اگر هر فرد i در جامعه پرداخت انتقالی t_i^* (که تابعی از مشخصه‌های قابل رؤیت فرد یعنی x_i است) را دریافت کند، امید ریاضی شاخص فقر P مینیمم خواهد شد. به‌کارگیری روش شناسی فوق، نیازمند شاخص فقر $P(.,.)$ و خط فقر z است (فوستر و شوروکس، ۱۹۸۸[1]). این انتخاب‌ها مبتنی بر قضاوت‌های ارزشی هستند و احتمالاً به‌وسیله سیاست‌گذار مشخص می‌شوند. همچنین میزان پرداخت‌های انتقالی یعنی T نیز به‌وسیله ارزش‌های اجتماعی یا فرایندهای سیاسی تعیین می‌شود. آنچه برای اقتصاددان باقی می‌ماند، تخمین $f(y/x)$ با به‌کارگیری نمونه‌ای تصادفی از مشاهدات مربوط به y و x در سطح جامعه بوده، و انجام این کار، نیازمند معیاری برای قضاوت در مورد برآوردگر بهینه (مثلاً حداقل مربعات و یا حداکثر راست‌نمایی) است.

برآورد بهینه $f(y|x)$ است، به‌گونه‌ای که مقداری از t را انتخاب کند تا رابطه (۳) را برای یک نمونه تصادفی از جامعه حداقل سازد. بنابراین، با فرض مشخص بودن شاخص فقر، خط فقر و مقدار پرداخت‌های انتقالی مسأله مطرح شده در رابطه (۳)، به صورت زیر قابل بیان است:

$$\min_{\beta} E[P(y + t(\beta, X), z)] \quad \text{s.t:} \quad \sum_i t_i(\beta, x_i) \le T \qquad (۸)$$

که در آن، β بردار پارامترهای تابع t و x_i برداری سطری از ماتریس X است. بنابراین، نیازی به برآورد مستقیم $f(y|x)$ نیست؛ زیرا اطلاعات موجود در آن، در تابع داده شده در رابطه (۶) مستتر است؛ مشابه یک مدل اقتصاد سنجی که برداری از پارمترها برای جامعه وجود دارد که محقق از طریق داده‌های نمونه آنها را برآورد می‌کند.

در اینجا در تابع $t(\beta, X)$ بردار β وجود دارد که فقر مورد انتظار در جامعه را مینیمم می‌کند و شاخص فقر خود، به طور خودکار معیاری برای آن برآوردهایی از β که با توجه به نمونه تصادفی از جمعیت بهترین برارزش را ارائه دهند، در دسترس قرار می‌دهد.

در برخی موارد، ممکن است محقق بخواهد که دامنه $t(\beta, X)$ را محدود کند. بسیاری از برنامه‌های پرداخت انتقالی، صرفاً به پرداخت‌های غیرمنفی اجازه می‌دهند. و مالیات‌ها (عناصر منفی t)، اجازه رخ دادن ندارند. با تعریف هر محدودیت (q_i) بر حسب آنچه قابل مشاهده است (یعنی نه برحسب y)، می‌توان محدودیت زیر را اضافه کرد:

$$t_i \ge q_i = q(\gamma, x_i) \qquad for \ \ all \ \ i \qquad (۹)$$

که در آن، γ برداری از پارمترها است. در این صورت، رابطه ۸ به صورت زیر تبدیل می‌شود:

1. Foster & Shorrocks (1988).

$$\min_{\beta} E\left[P(y + max\left(q(\gamma, X), t(\beta, X)\right), z\right] \text{ s. t: } \sum_i \max(q(\gamma, x_i), t_i(\beta, x_i)) \leq T \qquad (۱۰)$$

در حالت کلی، متغیرهای قابل مشاهده بیشتر x توانایی محقق برای کاهش بیشتر در فقر مورد انتظار را افزایش می‌دهد. می‌توان چهارچوب نظری فوق را با روش کانبور (۱۹۸۷) که به‌وسیله راوالیون وچاو (۱۹۸۹) توسعه داده شد، مقایسه کرد. این محققان با تقسیم جمعیت به گروه‌های کوچک متقابلاً مستقل شروع، و سپس بررسی کردند که چه میزان پرداخت انتقالی باید به هر کدام از اعضای این گروه‌ها داده شود (به‌گونه‌ای که هر یک از اعضای درون یک گروه، پرداخت یکسانی را دریافت دارند) که موجب بیشترین کاهش در شاخص فقر شود.

اگر هر گروه را با متغیر دامی نشان دهیم، این روش دقیقاً مشابه روش گلیوی (۱۹۹۲) است که در بالا با جزئیات لازم شرح داده شد؛ با این تفاوت که کانبور (۱۹۸۷) و راوالیون و چاو (۱۹۸۹)، بردار x را به مجموعه‌ای از متغیرهای دامی محدود کردند؛ در حالی که در روش گلیوی (۱۹۹۲)، بردار x می‌تواند متغیرهای پیوسته را نیز اختیار کند. در واقع روش شناسی گلیوی (۱۹۹۲) به نوعی تعمیم روش کانبور (۱۹۸۷)، راوالیون و چاو (۱۹۸۹) است اما دو روش شناسی مذکور، بر زیرمجموعه‌ای از شاخص‌های فقر (مانند شاخص توان دوم شکاف فقر) که راه‌حل تحلیلی برای آنها امکان‌پذیر بود، تمرکز داشتند؛ زیرا در روش‌های تحلیلی، تابع هدفی که مینیمم می‌شود، باید اکیداً شبه محدب باشد که این شرط صرفاً توسط زیرمجموعه محدودی از شاخص‌های فقر تأمین می‌گردد. اما آرار و لوکا (۲۰۱۹)، روش جدیدی را معرفی کردند که برای همه شاخص‌های جمع‌پذیر فقر (ازجمله شاخص فقر سرشمار و شاخص شکاف فقر) معتبر است.

در این مقاله نیز با هدف بررسی همه شاخص‌های فقر، از این روش شناسی پیروی خواهد شد. لذا در ادامه روش شناسی آرار و لوکا (۲۰۱۹) که به هدفمندسازی بهینه گروهی معروف است، با جزئیات بیشتر معرفی خواهد شد.

فرض کنید که یک پرداخت انتقالی مقطوع فقط به گروه جمعیتی g تخصیص یابد. پرداخت انتقالی مقطوع سرانه با τ_g، و تغییر در سهم فرد i (که فرد i در گروه هدفگذاری شده g زندگی می‌کند و دارای درآمد $y_{g,i}$ است) از فقر کل، با نماد $d\pi_{g,i}$ نشان داده می‌شود. هنگامی‌که گروه شاخص‌های فقر FGT به کار گرفته شود، برای $\alpha = 0$ (که شاخص فقر سرشمار را برآورد می‌کند)، خواهیم داشت:

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 0) = -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z] I\left[\left(y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\varphi_g}\right) \geq z\right] \qquad (۱۱)$$

که در آن، n کل جمعیت (بنابراین $1/n$ بیانگر وزن جمعیتی فرد i است)، φ_g نیز سهم جمعیتی گروه هدفگذاری شده g و شاخص $I[.]$ نیز اگر شرایط $y_{g,i} < z$ و $\left(y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\varphi_g}\right) \geq z$ برآورده شود، برابر یک و در غیر این صورت صفر است. توجه داشته باشید، از آنجا که فقط یک گروه هدفگذاری شده است، پرداخت انتقالی سرانه برابر با τ_g/φ_g می‌شود. همان‌طور که رابطه (۱۱) نشان می‌دهد، برای ایجاد کاهش در شاخص فقر سرشمار، برقراری دو شرط ضروری است: اول اینکه، فرد i ابتدائاً

باید فقیر باشد (یعنی درآمد اولیه وی $y_{g,i}$ زیر خط فقر z باشد) و دوم آنکه، مقدار انتقال یافته به این فرد باید به اندازه کافی بزرگ باشد تا اینکه درآمد وی را حداقل به سطح خط فقر برساند. به طور مشابه، برای شاخص شکاف فقر ($\alpha = 1$) خواهیم داشت:

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 1) = -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z] \min\left(\frac{\tau_g}{\varphi_g}, (z - y_{g,i})\right) \quad (۱۲)$$

و برای شاخص توان دوم شکاف فقر نیز رابطه زیر برقرار است:

$$d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha = 2) = -\frac{1}{n} I[y_{g,i} < z]\left(\left((z - y_{g,i})\right)^2 - \left(z - min\left(y_{g,i} + \frac{\tau_g}{\varphi_g}, z\right)\right)^2\right) \quad (۱۳)$$

در نتیجه در مورد شاخص‌های فقر جمع‌پذیر، مشخص کردن کاهش در فقر کل، برای گروه هدفگذاری شده g، به صورت زیر است (برای سادگی در رابطه زیر، مخرج مشترک $1/z^{\alpha}$ برای گروه شاخص‌های فقر FGT حذف شده است):

$$PR_g(\tau_g; \alpha) = \sum_{i=1}^{n_g} d\pi_{g,i}(\tau_g; \alpha) \quad (۱۴)$$

تابع $PR_g(\tau_g\,; \alpha)$ هدفگذاری گروهی کاهش فقر (GTPR[1]) نامیده می‌شود.

برای کلیه پرداخت‌های انتقالی داده شده τ_g و زمانی که فقط یک گروه هدفگذاری می‌شود، هدفمندسازی بهینه، آن است که در سطح τ_g گروه با بالاترین منحنی GTPR را در اولویت قرار دهد[2].

حال فرض کنید که هدف سیاست‌گذار این باشد که از طریق تخصیص سطوح مختلف پرداخت‌های انتقالی مقطوع، چندین گروه جمعیتی را هدفگذاری کند. در این صورت، هدف، یافتن پرداخت‌های انتقالی بهینه‌ای است که محدودیت بودجه $\tau = \sum_{g=1}^{G} \tau_g$ و نابرابری $0 \le \tau_g \le$ $l_g \; \forall g$ را برآورده سازند و بیشترین کاهش را در فقر کل ایجاد کنند که l_g نشان دهنده بزرگترین شکاف فقر در درون گروه g است. به بیانی دقیق‌تر، اگر کاهش فقر کل را با $PR_g(\tau\,; \alpha) = \sum_{g=1}^{G} PR_g(\tau_g\,; \alpha)$ نشان دهیم، مسأله بهینه‌سازی کاهش فقر، به صورت زیر است.

$$max_{argS:\tau_g}\{PR(\tau\,; \alpha)\} \quad s.t.\ \tau = \sum_{g=1}^{G} \tau_g \;\; and \;\; 0 \le \tau_g \le l\ g \quad \forall\, g \quad (۱۵)$$

که در آن، بردار τ برابر با $\tau = \{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_G\}$، و مبتنی بر روش تحلیلی شرایط مرتبه اول برای بهینه‌سازی رابطه (۵) به شرح زیر است:

$$\frac{\partial PR_g(\tau_g, \alpha)}{\partial \tau_g^2} - \lambda = o \quad \forall g \quad (۱۶)$$

---

1. Group Targeting Poverty Reduction

۲. منحنی GTPR تابع $PR_g(\tau_g\,; \alpha)$ را در مقابل مقادیر مختلف τ_g برای یک α داده شده، رسم، و اندازه α، ($\alpha = 0,1,2$) نوع شاخص فقر را مشخص می‌کند.

شرایط مرتبه دوم بهینه‌سازی، مستلزم آن است که $\partial\partial PR_g(\tau_g,\alpha)/\partial\tau_g^2 \leq 0$ باشد؛ اما برای گروه شاخص‌های فقر FGT، این شرط فقط در حالت $\alpha > 1$ برآورده می‌شود. این نتیجه، یافته‌های ارائه شده در مقاله کانبور (۱۹۸۷)، در زمینه حداقل‌سازی فقر کل مبتنی بر گروه شاخص‌های فقر FGT را تأیید می‌کند. همان‌طور که وی گزارش داد، برای حداقل‌سازی گروه شاخص‌های فقر FGT برای $\alpha > 1$، باید گروه جمعیتی با بالاترین $\mathrm{FGT}(\alpha-1)$ مورد هدف قرار گیرد. برای مثال برای حداقل‌سازی شاخص توان دوم شکاف فقر (FGT با $\alpha = 2$) گروه‌های جمعیتی باید بر اساس شکاف فقرشان (FGT با $\alpha = 1$) رتبه‌بندی شوند و پرداخت‌های مقطوع انجام پذیرد تا زمانی که شکاف فقر فقیرترین گروه برابر با شکاف فقر فقیرترین گروه بعدی شود (یعنی گروهی که از نظر فقر در رتبه دوم قرار دارد) و این روند تا زمان اتمام بودجه، ادامه یابد.

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات صورت گرفته در زمینه هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران را می‌توان در دو دسته کلی طبقه بندی کرد. دسته اول، به بررسی آثار هدفمند سازی یارانه‌ها و دسته دوم، به ارائه روش‌های اجرا بخصوص در زمینه شناسایی فقرا پرداخته‌اند. در دسته اول، می‌توان به مطالعات حمزه‌ئی و همکاران (۱۴۰۱)، پروین و بانویی (۱۳۹۶)، سهیلی و همکاران (۱۳۹۶)، رحیمی‌نیا و اکبری مقدم (۱۳۹۵)، حاجی‌پور و فالسلیمان[1](۲۰۱۶) و امامی و همکاران (۲۰۱۶)[2]، اشاره کرد.

حمزه‌ئی و همکاران (۱۴۰۱)، به بررسی تأثیر اجرای هدفمندی یارانه‌ها بر فقر و ناپایداری اقتصاد خانوار روستایی در ایران پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که اجرای هدفمندی یارانه‌ها باعث تغییر در ترکیب هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی خانوارهای روستایی کشور شده است.

پروین و بانویی (۱۳۹۶)، آثار سیاست هدفمندی و مسیر اثرگذاری آن بر شاخص هزینه زندگی را در چهارچوب ماتریس‌های حسابداری اجتماعی در دهک‌های مختلف درآمدی برای مناطق شهری و روستایی طی سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۹۰ مورد بررسی قرار دادند. در نتایج این تحقیق، سه نکته برجسته وجود دارد. یکم، شکاف نابرابری بین مناطق شهری و روستایی افزایش یافته است؛ دوم، تغییرات شاخص هزینه زندگی برای همه دهک‌های درآمدی یکسان نبوده و طبقه پردرآمد، بیشتر منتفع شده، درعین‌حال، فشار اصلی این سیاست بر دوش طبقات میانی بوده است؛ سوم، هدفمندی، پیچیدگی و درهم‌تنیدگی گسترده‌ای در مسیر اثرگذاری تغییرات قیمت سوخت بر شاخص‌های قیمتی بویژه بر شاخص هزینه زندگی خانوارها ایجاد کرده است.

نتایج مطالعات حاجی‌پور و فالسلیمان (۲۰۱۶) و سهیلی و همکاران (۱۳۹۶) نیز یافته‌های فوق را تأیید می‌کند. حاجی‌پور و فالسلیمان (۲۰۱۶) به بررسی اثر هدفمندی یارانه‌ها بر شاخص فلاکت در مناطق شهری و روستایی ایران طی دوره ۱۵-۲۰۰۹ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که هدفمندی یارانه‌ها، هم در مناطق شهری و هم در مناطق روستایی کشور، منجر به افزایش فقر و کاهش رفاه

1. Hajipour & Fallsolyman (2016).
2. Emami, Lustig & Taqdiri (2016).

شده است. سهیلی و همکاران (۱۳۹۶) نیز با استفاده از داده‌های در سطح خانوار در دوره ۹۳-۱۳۸۴ و تکنیک رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط، به بررسی اثر هدفمندی یارانه‌ها بر ترکیب مصرفی خانوار پرداخته‌اند. بر اساس این مطالعه، به دلیل افزایش بیشتر قیمت‌های نسبی نسبت به افزایش درآمد ناشی از یارانه‌ها، سهم مخارج ضروری‌تر در سبد مصرفی خانوارها افزایش، و رفاه آنها کاهش یافته است.

به‌رغم اینکه مطالعات مذکور به نوعی بر آثار منفی هدفمندی یارانه‌ها بر رفاه، فقر و نابرابری تأکید دارند اما نتایج تعداد محدودی از مطالعات، خلاف یافته‌های مذکور را نشان می‌دهند. در این زمینه رحیمی‌نیا و اکبری مقدم (۱۳۹۵) با استفاده از الگوی تعادل عمومی‌قابل‌محاسبه (CGE) و شاخص تغییرات معادل (EV)، به بررسی آثار اصلاح یارانه‌ها بر شاخص برابری رفاهی پرداخته‌اند. محققین با شبیه‌سازی ۱۰ سناریوی متفاوت اصلاح یارانه‌ها، نشان دادند که با اصلاح یارانه‌ها در همه سناریوها، شکاف رفاهی خانوارها کاهش و برابری رفاهی در جامعه بهبود می‌یابد.

امامی و همکاران (۲۰۱۶)، با به‌کارگیری روش سهم نهایی و داده‌های هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در دوره ۲۰۱۲-۲۰۱۱، اثربخشی سیاست هدفمند سازی یارانه‌ها بر فقر و نابرابری را بررسی کردند. براساس نتایج حاصل، در اثر این برنامه، فقر سرشمار در مناطق روستایی از ۴۴ به ۲۳ درصد و در مناطق شهری نیز از ۱۳ به ۵ درصد کاهش یافته است. همچنین در طرف مخارج پرداخت‌های اجتماعی، مؤثرترین ابزار بوده و ۴۵ درصد ظرفیت بالقوه‌اش در کاهش فقر را محقق ساخته است.

مطابق مطالعات مذکور، نمی‌توان به قطعیت در مورد شیوه اثرگذاری هدفمندی یارانه‌ها بر وضعیت رفاهی خانوارها اظهارنظر کرد. بااین‌وجود اکثر مطالعات مذکور، نشانگر اثر منفی هدفمندی یارانه‌ها بر وضعیت رفاهی خانوارها است؛ که یکی از دلایل اصلی این امر، ناشی از عدم هدفگذاری درست منابع مربوطه به سمت فقرای واقعی جامعه است. لذا موضوع شناسایی خانوارهای فقیر و اولویت بندی آنها، نقش مهمی در کارآیی برنامه هدفمند سازی خواهد داشت. اما بررسی پیشینه این موضوع در کشور، بیانگر محدود بودن مطالعات صورت گرفته در حوزه شناسایی فقرا است. از طرفی، مطالعات انجام شده نیز مبتنی بر روش آزمون تقریب وسع است که این روش، چالش‌های خاص خود را دارد، در این زمینه می‌توان به مطالعات بخشوده[1](۲۰۱۳)، خسروی‌نژاد و مالکی (۱۳۸۷) و خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱)، اشاره کرد.

بخشوده (۲۰۱۳)، با به‌کارگیری داده‌های هزینه بودجه خانوار در سال ۲۰۰۸ و روش آزمون تقریب وسع، طرح هدفمندسازی یارانه‌ها در ایران را مورد بررسی قرار داد. متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، در پنج گروه شامل، ویژگی‌های جمعیتی، کیفیت مسکن، دارایی‌های اصلی خانوار، فعالیت اقتصادی و موقعیت مکانی (شهری/روستایی) طبقه‌بندی شدند. نتایج این مطالعه، نشان داد که با تعریف یک حد آستانه در سطح ۴ دهک اول درآمدی، بیش از ۷۰ درصد فقرا با یک خطای شمول ۷ درصدی، تحت پوشش طرح قرار گرفتند.

1. Bakhshoodeh (2013)

در مطالعه خسروی‌نژاد و مالکی (۱۳۸۷)، آزمون تقریب وسع و آزمون وسع به عنوان تکنیک‌های متداول شناسایی فقرا، معرفی و نقاط قوت و ضعف آنها ارائه شده و سپس با به‌کارگیری تکنیک طبقه‌بندی درونزای خانوار، دو آزمون فوق بر اساس داده‌های خام هزینه درآمد خانوارهای شهری کشور در سال ۱۳۸۱ مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج، حاکی از طبقه‌بندی خانوارها به پنج گروه متفاوت و استخراج ویژگی‌های متنوع سرپرست خانوار (جنیست، وضعیت زناشویی و اشتغال)، اعضای خانوار (ترکیب سنی، جمعیت، تعداد شاغلان و وضعیت تحصیلی)، محل سکونت (نحوه تصرف، سطح زیربنا، تعداد اتاق و نوع اسکلت)، و نهایتاً مخارج (کل، خوراکی و کالاهای بادوام) برای هر یک از گروه‌های پنج‌گانه است که طبقه‌بندی فوق، توانایی سیاست‌گذار را در انتخاب یک یا ترکیبی از سیستم‌های هدفمندی به میزان قابل توجهی افزایش می‌دهد. در این مطالعه، جهت شناسایی فقرا بر تشابه رفتار مصرفی بویژه از نظر اقلام خوراکی و توجه همزمان به ویژگی‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها تأکید شده است.

در مطالعه‌ای مشابه، خسروی‌نژاد و خدادادکاشی (۱۳۹۱)، بر اساس اطلاعات هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۸۶، روش شناسایی دو مرحله‌ای برای شناسایی خانوارهای فقیر ایرانی به‌کار گرفته شده است. در این روش، در مرحله اول، خانوارها طبقه‌بندی، و در مرحله دوم، آزمون تقریب وسع برای طبقات و خانوارهای زیر خط فقر به کار گرفته می‌شود. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، هم در جوامع شهری و هم در جوامع روستایی، خانوارهای طبقه اول، شایسته حمایت شناخته شدند. بالا بودن درصد سرپرستی خانوار توسط زنان، پایین بودن درصد اشتغال و بالا بودن میزان بی‌سوادی سرپرست خانوارها، بزرگ بودن بعد خانوار به همراه بار تکفل زیاد، کوچک و محقر بودن محل سکونت و نیز کیفیت نامناسب و دوام کم مصالح آن، از ویژگی‌های بارز خانوارها شناسایی شده است. نویسندگان بر این باورند که با اجرای این روش، خطای ناشی از حذف فقرا، بسیار ناچیز و کمتر از ۳ درصد است. بنابراین، پیشنهاد کردند که سیاست‌گذار بر مبنای روش این مطالعه، به پایش مجدد خانوارها با استفاده از داده‌های به هنگام و سامانه‌های اطلاعاتی و مکمل بودجه خانوار اقدام نماید.

در مطالعات مذکور، متغیرهای مربوط به مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها به عنوان پروکسی‌هایی برای شناسایی فقرا برگزیده شده‌اند. در زمینه سیاست‌گذاری و انتخاب خانوارها بر اساس این مشخصه‌ها، توجه به چند نکته زیر ضروری است. به احتمال زیاد یک خانوار فقیر، همه این مشخصه‌ها را با هم ندارد و ممکن است برخی از آنها را داشته و برخی دیگر را نداشته باشد و بنابراین در اینجا، مسأله وزن‌دهی به این مشخصه‌ها برای انتخاب خانوارهای واجد شرایط مطرح است. از این رو، سؤال این است که اگر سیاست‌گذار بخواهد یک یا چند مشخصه را برای انتخاب خانوارهای هدف در اولویت قرار دهد، معیار مناسب برای انجام این کار چیست؟ ممکن است در پاسخ بیان شود که ضرایب این مشخصه‌ها در مدل‌های رگرسیونی مد نظر قرار گیرد و یا وزن‌ها توسط متخصصان این حوزه به صورت غیرنظری تعیین شوند اما در هر دو حالت، مسأله عدم شفافیت و نارضایتی عمومی مطرح است.

از طرف دیگر، در روش آزمون تقریب وسع، به محدودیت بودجه دولت توجهی نمی‌شود و مقدار بهینه پرداخت انتقالی برای هر گروه جمعیتی را نیز نمی‌توان مشخص کرد. با این حال، تحقیق حاضر یک معیار مناسب برای انجام این کار ارائه می‌کند. معیار پیشنهادی این تحقیق، میزان کاهش در فقر بر اساس هدف قرار دادن خانوارهای دارای آن مشخصه است. به بیانی دیگر، مشخصه‌های مذکور بر اساس میزان تأثیر بر فقر رتبه‌بندی شوند و میزان بهینه یارانه پرداختی به هر گروه جمعیتی نیز بر اساس محدودیت بودجه دولت تعیین می‌شود.

۴. داده‌ها و روش تحقیق

انجام این مقاله، نیازمند سه دسته اطلاعات است: دسته اول، شامل هزینه سرانه هر خانوار، بعد خانوار و وزن جمعیتی هر خانوار نمونه در جامعه است؛ دسته دوم، مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها و در نهایت دسته سوم، خط فقر است. دسته اول اطلاعات، از طرح هزینه درآمد خانوارهای شهری و روستایی کشور در سال ۱۳۹۹ تهیه شد. در مورد دسته دوم اطلاعات یعنی مشخصه‌های مورد انتخاب برای هدفمندسازی گروهی نیز باید متغیرهایی انتخاب شوند که برای سیاست‌گذار به سهولت قابل شناسایی و برای خانوارها نیز غیر قابل دستکاری باشند که در این زمینه، از متغیرهای جنسیت و وضعیت تأهل سرپرست، سن سرپرست، بعد خانوار و ترکیب جمعیتی خانوار و سطح تحصیلات سرپرست خانوار استفاده خواهد شد. برای استخراج دسته سوم اطلاعات یعنی برای محاسبه خط فقر مطلق می‌توان از دو روش سبد غذایی مطلوب و هزینه میزان انرژی غذا دریافتی (FEI[1]) استفاده کرد.

هر دو روش، مبتنی بر میزان منابع پولی لازم برای تأمین حداقل کالری مورد نیاز روزانه افراد هستند؛ با این تفاوت که در روش سبد غذایی مطلوب، حداقل نیاز به کالری روزانه افراد از طریق سبد استاندارد غذایی تأمین می‌شود، در حالی که در روش هزینه، میزان انرژی غذا دریافتی از سبد استاندارد غذایی استفاده نمی‌شود و الگوی مصرف واقعی خانوارها ملاک عمل قرار می‌گیرد.

هر دو روش مذکور، دارای مزایا و معایب مختص به خود هستند. در روش سبد غذایی مطلوب، به نیازهای تغذیه‌ای استاندارد افراد توجه، و خط فقر به گونه‌ای محاسبه می‌شود که افراد قادر باشند یک رژیم غذایی استاندارد را دنبال کنند ولی این روش، به الگوی واقعی مصرف خانوارهای کشور توجه نمی‌کند و این نشان می‌دهد که در این روش، محاسبه خط فقر، صرف تأمین انرژی از هر منبع غذایی مد نظر نیست بلکه تأمین حداقل کالری مورد نیاز روزانه از یک سبد استاندارد مد نظر است که تضمین کننده سلامت جسمی افراد در بلندمدت باشد؛ در حالی که در روش هزینه، میزان انرژی غذای دریافتی صرفاً تأمین حداقل کالری روزانه مد نظر است و به اینکه این کالری از محل چه منابع غذایی تأمین گردد، توجه نمی‌شود. بنابراین تأمین منابع پولی برابر با خط فقر حاصل از روش هزینه میزان انرژی غذا، ممکن است قادر به تأمین مواد غذایی مطلوب و استاندارد برای سلامت افراد در بلندمدت نباشد. اما مزیت این روش، مورد توجه قرار دادن الگوی مصرف واقعی خانوارها است.

1. The Cost of Food Energy Intake (FEI)

بنا بر آنچه بحث شد، هر یک از روش‌های مذکور، معایب و مزایایی دارند که در این تحقیق، از ترکیب دو روش استفاده می‌شود، به این صورت که متوسط حداقل کالری مورد نیاز روزانه سرانه با به‌کارگیری سبد غذایی مطلوب و سهم جمعیتی گروه‌های مختلف سنی جمعیت محاسبه می‌شود و سپس برای محاسبه هزینه مورد نیاز برای تأمین کالری مذکور، هزینه میزان انرژی غذای دریافتی مد نظر قرار می‌گیرد.

برای محاسبه متوسط حداقل کالری مورد نیاز روزانه سرانه، در ابتدا براساس داده‌های خام پرسشنامه‌های هزینه-درآمد خانوارهای روستایی کشور در سال ۱۳۹۹ (شامل ۱۸۲۵۱ خانوار روستایی)، سهم گروه‌های جمعیتی مختلف بر اساس جنسیت و بازه سنی آنها از کل جمعیت روستایی کشور استخراج شده است و سپس با به‌کارگیری سهم‌های جمعیتی و حداقل کالری مورد نیاز روزانه هر گروه سنی که از سبد استاندارد غذایی وزارت بهداشت در سال ۱۳۹۲ استخراج می‌شوند، متوسط حداقل کالری مورد نیاز روزانه افراد جامعه محاسبه می‌گردد[۱]. سپس برای محاسبه خط فقر براساس روش هزینه میزان انرژی غذای دریافتی در گام اول، خانوارها بر اساس مخارج کل سرانه‌شان به ۱۰ دهک هزینه‌ای طبقه‌بندی می‌شوند. برای انجام این کار، ابتدا مخارج جداول (۱) تا (۱۳) طرح هزینه-درآمد مرکز آمار ایران (شامل خوراکی و غیرخوراکی) برای هر خانوار به صورت سالیانه تجمیع[۲] و با تقسیم آن بر بعد خانوار هزینه، سرانه سالیانه هر خانوار محاسبه می‌گردد[۳]. سپس خانوارها به ترتیب صعودی بر اساس هزینه سرانه رتبه‌بندی و دهک‌بندی می‌شوند. در اینجا برای محاسبه خط فقر مطلق، دو رویکرد متفاوت وجود دارد: یکی به‌کارگیری هزینه سرانه غذایی برای محاسبه خط فقر شدید (غذایی) و سپس ضرب آن در معکوس ضریب انگل جامعه یا ضریب انگل فقرا است. این رویکرد در مطالعات خدادادکاشی و همکاران (۱۳۸۱) و خدادادکاشی و حیدری (۱۳۸۱)، مورد استفاده قرار گرفته است.

در رویکرد دوم که در مطالعات پژویان (۱۳۷۳، ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵) مورد استفاده قرار گرفته، به جای هزینه سرانه غذایی، از هزینه سرانه کل استفاده می‌شود. در این رویکرد به جای استفاده از

---

۱. برای این کار، ابتدا تعداد افراد در هر گروه سنی با در نظر گرفتن جنسیت آنها محاسبه شده و سپس با ضرب تعداد افراد در کالری مورد نیاز آن گروه سنی/ جنسی، کل کالری مورد نیاز هر گروه سنی/ جنسی به دست آمده است و در ادامه، با جمع بستن کالری گروه‌های مختلف سنی/ جنسی و تقسیم آن بر تعداد جمعیت، متوسط حداقل کالری مورد نیاز روزانه سرانه برای مناطق روستایی کشور محاسبه شده است.

۲. مخارج ۱۲ جدول اول طرح هزینه-درآمد خانوار به صورت ماهیانه و مخارج جدول ۱۳ به صورت سالیانه است، برای محاسبه مخارج کل به صورت سالیانه، مخارج جداول ۱ تا ۱۲ در عدد ۱۲ ضرب و سپس با مخارج جدول ۱۳ جمع می‌شود.

۳. برای محاسبه هزینه سرانه، عموماً از بعد معادل خانوار استفاده می‌شود اما چون این مهم در محاسبه متوسط حداقل کالری مورد نیاز روزانه سرانه مورد توجه قرار گرفته است، در اینجا دیگر نیازی به محاسبه بعد معادل خانوارها نیست.

ضریب انگل، هزینه‌های غیرغذایی دهک هزینه‌ای که کالری معادل با کالری استاندارد مصرف می‌کند، ملاک عمل برای محاسبه خط فقر مطلق قرار می‌گیرد. مزیت روش دوم این است که دیگر با چالش انتخاب ضریب انگل (ضریب انگل فقرا یا ضریب انگل جامعه) مواجه نیستیم و هزینه‌های غیرغذایی را مبتنی بر الگوی مصرف واقعی افراد در مرز خط فقر محاسبه و در خط فقر مطلق وارد می‌کند که در این مطالعه، از رویکرد دوم پیروی می‌شود.

در گام دوم، هزینه سرانه سالیانه کل (غذایی و غیرغذایی) هر دهک هزینه‌ای به آن دهک اختصاص می‌یابد. در گام سوم، باید میزان کالری سرانه روزانه هر دهک هزینه‌ای حساب شود. برای این کار، میزان مواد غذایی مختلف مصرفی هر دهک هزینه‌ای (که به صورت ماهیانه گزارش می‌شود) در میزان کالری آن ماده غذایی ضرب می‌شود و از جمع آنها به مقدار کل کالری مصرفی هر دهک هزینه‌ای در ماه خواهیم رسید که با تقسیم آن بر تعداد افراد موجود در دهک‌های هزینه‌ای و سپس تقسیم بر عدد ۳۰، کالری سرانه روزانه هر دهک هزینه‌ای حاصل می‌شود.

حال برای هر دهک هزینه‌ای دو داده را در اختیار داریم: یکی، هزینه سرانه سالیانه کل و دیگری، کالری سرانه روزانه است. اکنون به روش زیر، خط فقر مطلق محاسبه می‌شود. اولین دهک هزینه‌ای (بر اساس هزینه سرانه کل) که کالری سرانه روزانه آن فراتر از حداقل کالری استاندارد روزانه باشد، در نظر گفته می‌شود. سپس با تقسیم هزینه سرانه سالیانه کل آن دهک بر میزان کالری سرانه روزانه، قیمت یک کیلوکاری انرژی برای آن دهک به دست می‌آید. حال با ضرب این قیمت در کالری استاندارد، می‌توان خط فقر مطلق سرانه سالیانه را محاسبه کرد که با تقسیم آن بر عدد ۱۲، خط فقر شدید سرانه ماهیانه به دست می‌آید.

مبتنی بر مبانی نظری تحقیق و به پیروی از آرار و لوکا (۲۰۱۹)، روش عددی مورد استفاده در هدفمندسازی بهینه گروهی، دارای چهار گام اساسی به شرح زیر است.

گام اول: برآورد کاهش فقر نرمال شده[1]

مرحله اول، با محاسبه کاهش در فقر کل (در سطح جمعیت کل) برای سطوح مختلف پرداخت انتقالی سرانه شروع می‌شود که شبیه به برآورد تابع $PR_g(\tau_g\,;\alpha)$ برای سطوح مختلف τ_g است. برای مثال اگر بودجه ثابت برای پرداخت انتقالی سرانه برابر $\bar{\tau}$ برای هر گروه باشد، در این صورت کاهش در فقر کل را می‌توان به ازای مقادیر پرداخت انتقالی ۱۰۰۰/ $\bar{\tau}$، ۱۰۰۰/ $2\bar{\tau}$، ۱۰۰۰/ $3\bar{\tau}$ و ... و ۱۰۰۰/ $1000\bar{\tau}$ برآورد کرد. در این مثال توصیفی، ۱۰۰۰ قسمت افراز را به کار بردیم. در حالت کلی با افزایش تعداد افرازها، نتایج دقیق‌تری حاصل می‌شود. به طور کلی، تعداد افرازها می‌تواند درجه دقت برآوردها را تحت تأثیر قرار دهد؛ اما بعد از یک آستانه مشخص (از تعداد افرازها)، اثر نهایی ناچیز می‌شود. بویژه تعداد زیاد افرازها برای شاخصی مانند فقر سرشمار توصیه می‌گردد که در مورد این شاخص، رابطه بین درآمد و شاخص کاهش فقر، قویاً غیرخطی است. در حالی که برای شاخص‌هایی

1. Estimate the normalized poverty reduction

که رابطه آنها با درآمد، خطی است (مانند شاخص شکاف فقر و شاخص شدت فقر[1])، اثر ناشی از داشتن افرازهای ریزتر، خیلی سریع، ناچیز/قابل نادیده شدن پنداشته می‌شود.

بعد از آن، $PR_g(\tau_g\,;\alpha)$ برآورد شده، با استفاده از پرداخت انتقالی سرانه متناظر (τ_g)، نرمال‌سازی می‌شود. نسبت بین کاهش در فقر کل و پرداخت انتقالی سرانه برای گروه g با رابطه زیر نشان داده می‌شود:

$$\theta_g(\tau_g;\alpha) = PR_g(\tau_g;\alpha)/\tau_g \qquad (۱۷)$$

توجه داشته باشید که با پوشش دادن کلیه سطوح بالقوه/ ممکن $\forall g$ $\tau_g \epsilon [0,\bar{\tau}]$ الگوریتم بهینه سراسری کاهش فقر را دنبال می‌کند.

گام دوم: رتبه‌بندی کاهش فقر کل نرمال شده

برای هر گروه جمعیتی، نتایج θ_g به صورت نزولی رتبه‌بندی می‌شود. توجه داشته باشید که برای مسأله حداکثرسازی، چنین رتبه‌بندی بر اساس θ_g به همگرایی سریع الگوریتم سراسری کمک می‌کند. این روش همچنین نیازی به شرط شبه محدب بودن ندارد و دلیل آن، این است که با وجود بالاترین θ_g و پرداخت انتقالی متناظر با آن τ_g نمی‌توان از طریق پرداخت‌های انتقالی کمتر برای گروه g یا از طریق تقسیم چنین مقداری در بین گروه‌ها، به کاهش بیشتری در فقر دست یافت. در اصل نتایج باید مطابق جدول (۱) سازمان‌دهی شوند.

جدول ۱: ساختار کاهش در فقر کل و پرداخت انتقالی سرانه برای گروه‌های مختلف جمعیتی در تکرارهای مختلف الگوریتم

	Group 1		Group 2		… Group G	
Position (P)	θ_1	τ_1	θ_2	τ_2	θ_G	τ_G
1						
2						
…						
1000						

منبع : آرار و لوکا، ۲۰۱۹

به طور کلی، مفهوم ترکیب $\left(\theta_{g.p}(s), \tau_{g.p}(s)\right)$ به کاهش فقر نرمال شده و پرداخت انتقالی سرانه متناظر با آن برای گروه g در موقعیت p در مرحله s اشاره دارد. در جدول فوق در تکرار اول، s = 1 است.

1. Poverty gap and the severity of poverty

گام سوم: جستجوی پرداخت‌های انتقالی بهینه

با شروع از موقعیت اول جدول (۱) به دنبال گروه با بالاترین سطح $\theta_{g,1}$ و گروه با دومین بالاترین سطح $\theta_{k,1}$ می‌گردیم. سپس سطح پرداخت انتقالی گروه g با قاعده زیر تثبیت می‌شود.

$$\tau_g^*(s=1) = max\{\tau_{g,p}(s=1)|\theta_{g,p} \geq \theta_{k,1}\} \quad (۱۸)$$

آنگاه پرداخت انتقالی متناظر را به آن گروه g تخصیص می‌دهیم. بدیهی است که مقدار پرداخت انتقالی به طور ضمنی، محدودیت‌های رابطه (۵) را برآورده می‌کند.

گام چهارم: به روز کردن داده‌ها

در این قسمت، درآمد فرد iام (عضو گروه g) با اضافه کردن پرداخت انتقالی تخصیص یافته به وی به روز می‌شود (یعنی $y_{g,i} = y_{g,i} + \tau_g^*(s=1)/\varphi_g$). سپس با به روز کردن بودجه باقیمانده، $\bar{\tau}(s) = \bar{\tau}(s-1) - \tau_g^*(s)$ ادامه خواهیم داد، که s به مرحله محاسبات اشاره دارد که در مرحله اول، $s=1$ است. بعد از این به روز رسانی‌ها، به مرحله بعدی خواهیم رفت و در آن مرحله نیز چهار گام مذکور تکرار می‌گردد و این کار به مرحله‌های بعدی می‌رود تا زمانی که بودجه تمام شود. آرار و لوکا (۲۰۱۹)، اثبات کردند که تخصیص پرداخت‌های انتقالی مبتنی بر الگوریتم مذکور، به بهینه سراسری کاهش فقر همگرا می‌شود.

در حالت وجود چندین بهینه غیرمحلی و محدب بودن تابع هدف، برخلاف روش نیوتن-رافسون[1]، امکان رسیدن الگوریتم آرار و لوکا (۲۰۱۹)، به بهینه سراسری را فراهم می‌کند. در حقیقت، روش نیوتن-رافسون، نیازمند کاهنده بودن بازدهی‌های نهایی تابع هدف است (به این معنی که مشتق دوم تابع هدف منفی باشد). برای شاخص فقر سرشمار کاهش نهایی می‌تواند یک تابع غیرکاهنده باشد که موجب ناکارا شدن روش نیوتن-رافسون می‌شود. در الگوریتم جدید با بررسی کلیه سطوح محتمل پرداخت انتقالی، تلاش شده است که بر مشکل غیرمحدب بودن تابع هدف غلبه شود. بویژه براساس تخصیص تدریجی مقادیر پیشنهاد شده در الگوریتم جدید، تلاش می‌شود تا فرم محدب کاهش نهایی در تابع هدف تقلید شود و به عبارت دیگر، اولین مقادیر تخصیص یافته پرداخت‌های انتقالی باید بیشترین کاهش را در فقر ایجاد کند.

در نهایت، برای بررسی اندازه‌گیری عملکرد هدفمندسازی در این مطالعه، از سه شاخص کارآیی هدفمندسازی، خطای شمول و خطای حذف استفاده خواهد شد که این شاخص‌ها، به صورت زیر برآورد می‌شوند.

کارآیی هدفگذاری: نوع خانوار هدف یا شاخص هدفگذاری با نماد x نشان داده می‌شود. همچنین فرض کنید $PR^*(y,\tau;\alpha)$ حداکثر مقدار ممکن کاهش در فقر با پرداخت انتقالی سرانه τ و با فرض اطلاعات کامل سیاست‌گذار در مورد رفاه افراد (سطح درآمد آنها یا Y) باشد. همچنین اجازه دهید

1. Newton-Raphson

که $PR^*(x,\tau;\alpha)$ بیانگر حداکثر مقدار ممکن کاهش در فقر با پرداخت انتقالی سرانه τ برای زمانی باشد که افراد بر اساس شاخص x هدفگذاری شوند. در این صورت، کارآیی شاخص هدفگذاری x به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\rho(x,\tau;\alpha)=\frac{PR^*(x,\tau;\alpha)}{PR^*(y,\tau;\alpha)} \quad (۱۹)$$

میزان خطای شمول (IER)[1]: خطای شمول، برابر با درصدی از غیرفقرا است که به اشتباه مشمول مزایای برنامه حمایت اجتماعی شده‌اند. این شاخص، جهت نظارت بر کارآیی اقتصادی برنامه مورد استفاده قرار می‌گیرد و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$IER=\frac{P(y\geq z|\hat{y}<z)}{P(\hat{y}<z)} \quad (۲۰)$$

میزان خطای حذف (EER)[2]: این شاخص، برابر با درصد فقرایی است که تحت پوشش مزایای رفاهی برنامه حمایت اجتماعی قرار نگرفته‌اند. به بیانی دیگر، درصدی از فقرا است که به اشتباه به عنوان افراد غیرفقیر تشخیص داده شده‌اند. این شاخص نیز در نظارت بر کارآیی اجرایی برنامه کاربرد دارد و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$EER=\frac{P(y\geq z|y<z)}{P(y<z)} \quad (۲۱)$$

۵. برآورد مدل و تحلیل نتایج

همان‌طور که در بخش داده‌ها و روش تحقیق بیان شد، برای برآورد مدل تحقیق به سه دسته اطلاعات نیاز است: یکم، هزینه سرانه، بعد خانوار و وزن جمعیتی هر عضو از نمونه؛ دوم، خط فقر برای مناطق روستایی کشور؛ سوم، مشخصه‌های خانوار با ویژگی سهولت مشاهده و دارای قابلیت عدم دستکاری توسط ذی‌نفعان است. دسته اول، اطلاعات لازم از داده‌های خام طرح هزینه-درآمد خانوارهای روستایی کشور در سال ۱۳۹۹ (شامل ۱۸۲۵۱ خانوار روستایی) استخراج شدند. سپس مبتنی بر روش‌شناسی ارائه شده در بخش روش تحقیق، متوسط حداقل کالری مورد نیاز روزانه سرانه برای مناطق شهری کشور ۲۴۶۶ کیلو کالری در روز برآورد گردید و سپس مبتنی بر این کالری و روش هزینه میزان انرژی غذا دریافتی، خط فقر مطلق برای مناطق روستایی کشور برابر با ۶۴۱۷۲۴ تومان محاسبه شد.

لازم به ذکر است که روش عددی مورد نظر مبتنی بر دو اصل اساسی در مورد هدفمندسازی است که یکی، اطلاعات ناقص دولت در مورد وضعیت رفاهی خانوارها و دیگری، محدودیت بودجه است. در مورد اطلاعات ناقص از مشخصه‌های قابل رؤیت و غیر قابل دستکاری (یعنی مشخصه‌های جنسیت و وضعیت تأهل سرپرست، بعد خانوار، ترکیب جمعیت خانوار (تعداد اعضای کوچک‌تر یا مساوی ۶ سال و اعضای بزرگ‌تر یا مساوی ۶۵ سال و تحصیلات سرپرست خانوار) استفاده می‌شود و

1. Inclusion Error Rate
2. Exclusion Error Rate

در مورد محدودیت بودجه نیز مبلغ سرانه ماهیانه ۱۰۰ هزار تومان برای سال ۱۳۹۹ مد نظر قرار گرفت که در صورت تصمیم سیاست‌گذار به در نظر گرفتن بودجه‌ای متفاوت، می‌توان نتایج را بر اساس آن گزارش گرد.

در زمینه شاخص‌های فقر نیز سه شاخص مورد استفاده قرار گرفتند: یکی، فقر سرشمار (درصد جمعیت زیر خط فقر)؛ دوم، شاخص شکاف فقر (متوسط درصد فاصله درآمد سرانه فقرا از خط فقر با دادن وزن یکسان یا یک به شکاف فقر هر فرد)؛ سوم، شاخص توان دوم خط فقر (که در آن برای محاسبه متوسط درصد فاصله درآمد افراد از خط فقر به شکاف فقر هر فرد، وزنی برابر با شکاف فقر وی می‌دهد و به این صورت، با شکاف‌های فقر بزرگ و کوچک، رفتار یکسانی صورت نمی‌گیرد و به شکاف‌های بزرگ فقر، وزن بیشتر و به شکاف‌های کوچک فقر، وزن کمتری می‌دهد).

براساس نتایج حاصل میزان فقر سرشمار، شکاف فقر و شاخص توان دوم فقر خانوارهای روستایی کشور به شرح جدول (۲) است.

جدول ۲: وضعیت شاخص‌های فقر در خانوارهای روستایی کشور در سال ۱۳۹۹

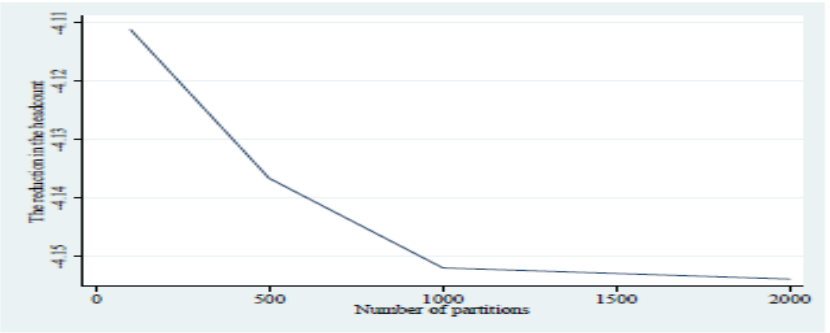
خط فقر (به تومان)	فقر سرشمار (به درصد)	شکاف فقر (به درصد)	توان دوم شکاف فقر (به درصد)
۶۴۱۷۲۴	۴۷/۴۷	۱۵/۸۰	۷/۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

قبل از گزارش نتایج نهایی، ذکر چند نکته در مورد شاخص فقر مورد استفاده، مهم به نظر می‌رسد. اگر تابع هدف برای بهینه‌سازی کاهش فقر مبتنی بر شاخص فقر سرشمار باشد، در صورت محدودیت بودجه، ممکن است گروه‌هایی که کمترین فاصله را از خط فقر دارند، هدف قرار گیرند تا با صرف بودجه اندک، بیشترین کاهش در فقر سرشمار ایجاد شود. در مقابل در هدفگذاری براساس شاخص شکاف فقر، هدف بهینه‌سازی، ایجاد بیشترین کاهش در متوسط شکاف فقر است اما چون در این روش به شکاف‌های فقر بزرگ و کوچک فقر، وزن یکسان داده می‌شود، مجدداً از نظر تخصیص، عادلانه نخواهد بود. اما شاخص توان دوم شکاف فقر، ضمن توجه به شکاف فقر افراد، بیشترین وزن را به فقیرترین افراد می‌دهد.

بنابراین، براساس آنچه بیان شد، هر چند که در این طرح، محاسبات برای هر سه شاخص مذکور انجام شده ولی بهتر است تحلیل نهایی، برای سیاست‌گذاری مبتنی بر شاخص توان دوم شکاف فقر باشد. نکته دیگر، نحوه پارتیشن‌بندی بودجه سرانه برای تخصیص مرحله‌ای بر اساس چهار گام اساسی روش عددی اس (که در روش تحقیق به تفصیل شرح داده شد) در این مورد، هر چه تعداد پارتیشن‌بندی یعنی تقسیم بودجه برای تخصیص مرحله‌ای ریزتر باشد، نتایج دقیق‌تری حاصل می‌شود و خطای بهینه‌سازی کاهش خواهد یافت. به بیانی دیگر، نتایج و در نتیجه، کاهش در فقر می‌تواند

به تعداد پارتیشن‌های پرداخت‌های انتقالی حساس باشد. به‌طور شهودی، محدود بودن تعداد پارتیشن‌ها، فضای جستجو برای جواب بهینه و در نتیجه آن، میزان دقت را کاهش می‌دهد. در نمودار (۱)، رابطه بین تعداد پارتیشن‌ها و کاهش در فقر کل نشان داده شده است.



مأخذ: آرار و لوکا، ۲۰۱۹

شکل ۱: کاهش فقر سرشمار و تعداد پارتیشن‌های پرداخت‌های انتقالی

با توجه به نمودار (۱)، می‌توان دید که همگرایی در تعداد پارتیشن‌های بالا (برای مثال ۱۰۰۰ پارتیشن) شروع می‌شود اما در تحقیق جهت اطمینان، تعداد پارتیشین‌ها ۱۰۰۰۰ در نظر گرفته شده است.

بر اساس روش‌شناسی مذکور، نتایج حاصل از روش بهینه‌سازی عددی برای مناطق روستایی کشور و برای شاخص‌های مختلف فقر در جداول (۳)، (۴) و (۵) آمده است. جهت درک بهتر موضوع، یک نمونه از اطلاعات جدول (۳) یعنی هدفگذاری براساس بعد خانوار به تفصیل توضیح داده می‌شود و سپس به بررسی مقایسه‌ای نتایج می‌پرازیم.

در این تحقیق، بعد خانوار براساس خانوارهای ۲-۱ نفره، ۴-۳ نفره، ۶-۵ نفره و بالاتر از ۶ نفره در نظر گرفته شده که سهم جمعیتی آنها، به ترتیب، برابر با ۱۳/۷۹، ۴۹/۸۶، ۳۰/۱۹۶۶ و ۶/۱۷ درصد است. از نظر سهم جمعیتی، بیشترین آنها خانوارهای ۴-۳ نفره و کمترین آنها خانوارهای بالاتر از ۶ نفره است. از نظر فقر سرشمار نیز تفاوت شاخص فقر بر اساس بعد خانوار بسیار قابل توجه است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش بعد خانوار از ۲-۱ نفره به بالای ۶ نفره، میزان فقر سرشمار از ۲۹/۸ درصد به ۷۵/۴ درصد می‌رسد.

براساس تخصیص صورت گرفته در روش بهینه‌سازی عددی این تحقیق، برای رسیدن به هدف بیشترین کاهش در فقر سرشمار، باید به صورت ماهیانه مبلغ ۴۰۷۹۸۹ تومان به هر نفر در خانوارهای بالای ۶ نفره و مبلغ ۲۴۷۴۹۷ تومان به هر نفر در خانوارهای ۶-۵ نفره پرداخت شود که پرداخت مذکور به خانوارهای بالای ۶ نفره، معادل پرداخت سرانه یکسان به کل جمعیت به میزان ۲۵۱۶۱ تومان (یعنی رقمی کمتر از یارانه ۴۵۰۰۰ تومانی در سال ۱۳۹۹) است و برای انجام پرداخت سرانه

مذکور به خانوارهای ۶-۵ نفره، بودجه‌ای به اندازهٔ پرداخت سرانه یکسان به میزان ۷۴۷۲۰ تومان به کل جمعیت مورد نیاز است.

نحوه تخصیص فوق، باعث کاهش فقر سرشمار به میزان ۱۵/۶۵- درصد می‌شود که با توجه به کاهش در فقر سرشمار بر اساس اطلاعات کامل (۴۷/۲۲-)، کارآیی این روش هدفگذاری ۳۱/۰۳ درصد است. نرخ پوشش این روش هدفگذاری ۸۶/۲۱ درصد و خطاهای حذف و شمول نیز به ترتیب، ۴/۱۱ و ۴۲/۸۵ درصد است. به بیانی خلاصه، می‌توان صرفاً با هدفگذاری خانوارهای ۶-۵ نفره و بالاتر از ۶ نفره، به کارآیی هدفگذاری به میزانی حدود ۳۱ درصد هدفگذاری کامل دست یافت؛ در حالی که صرفاً ۴۴/۱۱ درصد خانوارهای فقیر از طرح حذف می‌شوند و ۴۲/۸۵ درصد خانوارهای غیرفقیر به اشتباه تحت پوشش قرار می‌گیرند.

براساس جدول (۳) از نظر کارآیی هدفگذاری بر مبنای شاخص فقر سرشمار، مشخصه‌های بعد خانوار، تعداد اعضای زیر ۷ سال و تحصیلات سرپرست خانوار، به ترتیب، با میزان کارآیی ۳۱/۰۳، ۲۸/۸۷ و ۲۶/۶۹، بهترین مشخصه‌ها برای هدفگذاری فقر هستند که از بین سه شاخص مذکور از نظر میزان خطای حذف وضعیت، مشخصه تحصیلات سرپرست با میزان خطای حذف ۰/۰۶ درصد از بقیه بهتر است اما از نظر خطای شمول و حتی جمع دو خطا، مشخصه تعداد افراد زیر ۷ سال بهترین وضعیت را دارد. جالب اینکه مشخصه تعداد اعضای زیر ۷ سال، کمترین نرخ پوشش جمعیتی (۳۸/۹۳) را دارد که از این نظر، موجب صرفه‌جویی فوق‌العاده در بودجه خواهد شد و باعث می‌شود که بیشترین منافع نصیب فقیرترین خانوارها شود.

دقت در جدول (۴)، نکته جالبی را آشکار می‌کند. در این جدول، براساس نتایج شاخص شکاف فقر نیز همچنان سه مشخصه بعد خانوار، تعداد اعضای زیر ۷ سال و سطح تحصیلات سرپرست، به ترتیب، با میزان کارآیی ۴۸/۰۲، ۴۴/۸۴ و ۴۴/۱۹ درصد، بهترین مشخصه‌ها برای هدفگذاری هستند که دقیقاً همان نتایج شاخص فقر سرشمار را تأیید می‌کند.

براساس نتایج جدول (۵) و شاخص توان دوم شکاف فقر از نظر کارآیی هدفگذاری، بهترین مشخصه‌ها، به ترتیب، بعد خانوار، تعداد اعضای زیر ۷ سال و تحصیلات سرپرست خانوار است. تفاوت این مشخصه‌ها از نظر جمع دو خطای حذف و شمول، بسیار پایین و بین ۱ تا ۴/۵ درصد است. در مشخصه تحصیلات هدفگذاری خانوارهای با سرپرست بی‌سواد و یا دارای تحصیلات زیر دیپلم، به ترتیب، با مبلغ یارانه سرانه ماهیانه ۹۰۷۲۳ و ۱۴۹۹۸۳ تومان توصیه می‌شود.

در مقابل در هدفگذاری براساس بعد خانوار، همه خانوارها تحت پوشش قرار می‌گیرند؛ با این تفاوت که رقم سرانه ماهیانه پرداختی براساس بعد خانوار، به شدت تغییر می‌کند. به عنوان مثال، رقم سرانه ماهیانه برای خانوارهای با بعد ۴-۳ نفر برابر با ۶۶۷۸۸ تومان است؛ در حالی که این رقم برای خانوارهای بالای ۶ نفر عضو برابر با ۲۴۴۷۷۱ تومان است. در هدفگذاری بر اساس تعداد اعضای زیر ۷ سال نیز مقدار سرانه ماهیانه پرداختی خانوارهای دارای ۲ عضو و یا بیشتر از ۲ عضو بالای ۷ سال، ۱۹۲۵۸۸ تومان و برای خانواری بدون عضو زیر ۷ سال، برابر با ۶۸۱۷۹ تومان است.

جدول ۳: نتایج هدفگذاری فقر برای مناطق روستایی کشور (بر اساس حداقل‌سازی شاخص فقر سرشمار)

مشخصه	وضعیت مشخصه	سهم جمعیتی (درصد)	شاخص فقر (درصد)	پرداخت سرانه بهینه گروهی (تومان)	هزینه معادل سرانه در جامعه (تومان)	کاهش فقر با اطلاعات ناقص (درصد)	کاهش فقر با اطلاعات کامل (درصد)	کارآیی هدفگذاری (درصد)	نرخ پوشش (درصد)	خطای حذف (درصد)	خطای شمول (درصد)
جنسیت و تاهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۷/۰۵	۴۶/۵	۲۶۲۹۵۲	۱۸۵۲۶	-۱۱/۱۷	-۴۷/۲۲	۲۳/۶۷	۹۹/۷۶	۰/۰۹	۵۲/۳۸
	زن- دارای همسر	۱/۳۸	۶۶/۷	۴۳۵۳۰۷	۶۰۰۵						
	زن- مجرد	۰/۲۴	۳۹/۱	۰	۰						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۵۱	۴۲/۴	۹۹۱۱۰	۱۴۹۶						
	مرد- دارای همسر	۸۹/۳۹	۴۷/۵	۸۲۳۷۵	۷۳۶۳۷						
	مرد- مجرد	۰/۴۴	۲۸/۳	۷۷۲۸۵	۳۳۷						
سن سرپرست (سال)	زیر ۳۰	۵/۱۲	۵۵/۵	۲۸۰۶۸۲	۱۴۳۸۲	-۱۱/۵۳	-۴۷/۲۲	۲۴/۴۳	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۳۱-۶۰	۷۲/۲۵	۴۸/۱	۱۱۴۳۷۰	۸۲۶۲۷						
	بالای ۶۰	۲۲/۶۳	۴۳/۷	۱۳۲۱۶	۲۹۹۱						
تحصیلات سرپرست	بی‌سواد	۲۴/۲۵	۵۷/۲	۳۹۳۱۳۴	۹۵۳۳۱	-۱۲/۶۰	-۴۷/۲۲	۲۶/۶۹	۹۹/۳۰	۰/۰۶	۵۱/۸۹
	دیپلم و زیر دیپلم	۷۰/۱۴	۴۶/۵	۶۵۸۰	۴۵۸۰						
	فوق دیپلم و لیسانس	۴/۹۲	۱۹/۲	۱۰۸۳	۵۳						
	ارشد و دکتری	۰/۷۰	۸/۲	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۱-۲	۱۳/۷۹	۲۹/۸	۰	۰	-۱۵/۶۵	-۴۷/۲۲	۳۱/۰۳	۸۶/۲۱	۴/۱۱	۴۲/۸۵
	۳-۴	۴۹/۸۶	۴۰/۳	۲۴۱	۱۲۰						
	۵-۶	۳۰/۱۹	۶۱/۶	۲۴۷۴۹۷	۷۴۷۲۰						
	بالای ۶	۶/۱۷	۷۵/۴	۴۰۷۹۸۹	۲۵۱۶۱						
عضو زیر ۷ سال	۰	۶۱/۰۷	۴۱/۱	۰	۰	-۱۳/۶۳	-۴۷/۲۲	۲۸/۸۷	۳۸/۹۳	۲۵/۰۸	۱۶/۵۴
	۱	۲۸/۰۳	۵۳/۷	۱۹۸۱۲۴	۵۵۵۲۸						
	۲ و بیشتر	۱۰/۹۱	۶۷/۲	۴۰۷۷۹۱	۴۴۴۷۲						
عضو بالای ۶۵ سال	۰	۷۹/۵۵	۴۷/۷	۴۶۵۵۵	۳۷۰۳۶	-۱۱/۳۰	-۴۷/۲۲	۲۳/۹۳	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۱	۱۳/۸۲	۴۶/۹	۳۲۲۶۰۴	۴۴۵۷۶						
	۲ و بیشتر	۶/۶۳	۴۵/۷	۲۷۷۳۵۵	۱۸۳۸۸						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴: نتایج هدفگذاری فقر برای مناطق روستایی کشور (بر اساس حداقل‌سازی شاخص شکاف فقر)

مشخصه	وضعیت مشخصه	سهم جمعیتی (درصد)	شاخص فقر (درصد)	پرداخت سرانه بهینه گروهی (تومان)	هزینه معادل سرانه در جامعه (تومان)	کاهش فقر با اطلاعات ناقص (درصد)	کاهش فقر با اطلاعات کامل (درصد)	کارآیی هدفگذاری (درصد)	نرخ پوشش (درصد)	خطای حذف (درصد)	خطای شمول (درصد)
جنسیت و تاهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۷/۰۵	۱۵/۷	۹۴۶۸۷	۶۶۷۱	-۶/۶۲	-۱۵/۵۸	۴۲/۴۶	۹۷/۸۲	۰/۸۶	۵۱/۲۰
	زن- دارای همسر	۱/۳۸	۲۷/۷	۲۲۳۵۱۸	۳۰۸۳						
	زن- مجرد	۰/۲۴	۱۲/۹	۰	۰						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۵۱	۱۳/۳	۰	۰						
	مرد- دارای همسر	۸۹/۳۹	۱۵/۷	۱۰۰۹۵۶	۹۰۲۴۶						
	مرد- مجرد	۰/۴۴	۸/۲	۰	۰						
سن سرپرست (سال)	زیر ۳۰	۵/۱۲	۲۰	۱۶۸۱۷۹	۸۶۱۸	-۶/۶۱	-۱۵/۵۸	۴۲/۴۲	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۳۱-۶۰	۷۲/۲۵	۱۶	۱۰۳۸۴۲	۷۵۰۲۰						
	بالای ۶۰	۲۲/۶۳	۱۴/۱	۷۲۲۹۹	۱۶۳۶۲						
تحصیلات سرپرست	بی‌سواد	۲۴/۲۵	۲۰/۵	۱۶۷۲۱۶	۴۰۵۴۸	-۶/۸۹	-۱۵/۵۸	۴۴/۱۹	۹۳/۳۶	۱/۴۴	۴۷/۳۲
	دیپلم و زیر دیپلم	۷۰/۱۴	۱۵	۸۶۰۲۵	۵۹۴۵۲						
	فوق دیپلم و لیسانس	۴/۹۲	۵/۲	۰	۰						
	ارشد و دکتری	۰/۷۰	۲/۶	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۱-۲	۱۳/۷۹	۹	۰	۰	-۷/۴۸	-۱۵/۵۷	۴۸/۰۲	۸۶/۲۱	۴/۱۱	۴۲/۸۵
	۳-۴	۴۹/۸۶	۱۲/۲	۴۹۶۹۴	۲۴۷۷۶						
	۵-۶	۳۰/۱۹	۲۱/۶	۱۸۸۸۵۷	۵۷۰۱۶						
	بالای ۶	۶/۱۷	۳۱/۶	۲۹۵۲۴۹	۱۸۲۰۸						
عضو زیر ۷ سال	۰	۶۱/۰۷	۱۲/۹	۵۴۶۴۹	۳۳۳۷۳	-۶/۹۹	-۱/۵۸	۴۴/۸۴	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۱	۲۸/۰۳	۱۸/۴	۱۴۷۸۹۶	۴۱۴۵۱						
	۲ و بیشتر	۱۰/۹۱	۲۵/۶	۲۳۰۸۵۸	۲۵۱۷۶						
عضو بالای ۶۵ سال	۰	۷۹/۵۵	۱۶	۱۰۲۵۵۴	۸۱۵۸۵	-۶/۵۷	-۱۵/۵۸	۴۲/۱۸	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۱	۱۳/۸۲	۱۵	۹۴۰۷۴	۱۲۹۹۹						
	۲ و بیشتر	۶/۶۳	۱۴/۷	۸۱۷۰۰	۵۴۱۷						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵: نتایج هدفگذاری فقر برای مناطق روستایی کشور
(براساس حداقل‌سازی شاخص توان دوم شکاف فقر)

مشخصه	وضعیت مشخصه	سهم جمعیتی (درصد)	شاخص فقر (درصد)	پرداخت سرانه بهینه گروهی (تومان)	هزینه معادل سرانه در جامعه (تومان)	کاهش فقر با اطلاعات ناقص (درصد)	کاهش فقر با اطلاعات کامل (درصد)	کارآیی هدفگذاری (درصد)	نرخ پوشش (درصد)	خطای حذف (درصد)	خطای شمول (درصد)
جنسیت و تاهل سرپرست	زن- طلاق یا فوت همسر	۷/۰۵	۷/۳	۱۰۲۳۷۳	۷۲۱۳	-۳/۸۸	-۷/۱۵	۵۴/۲۵	۹۹/۳۳	۰/۲۲	۵۲/۰۷
	زن- دارای همسر	۱/۳۸	۱۴/۸	۱۸۰۶۴۶	۲۴۹۲						
	زن- مجرد	۰/۲۴	۱۵/۴	۰	۰						
	مرد- طلاق یا فوت همسر	۱/۵۱	۶/۲	۳۷۲۱۴	۵۶۲						
	مرد- دارای همسر	۸۹/۳۹	۷/۱	۱۰۰۳۸۳	۸۹۷۳۴						
	مرد- مجرد	۰/۴۴	۷/۳	۰	۰						
سن سرپرست (سال)	زیر ۳۰	۵/۱۲	۹/۶	۱۵۵۱۰۶	۷۹۴۸	-۳/۸۷	-۷/۱۵	۵۴/۱۹	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۳۱-۶۰	۷۲/۲۵	۷/۳	۱۰۲۴۳۹	۷۴۰۰۶						
	بالای ۶۰	۲۲/۶۳	۶/۲	۷۹۷۳۸	۱۸۰۴۶						
تحصیلات سرپرست	بی‌سواد	۲۴/۲۵	۹/۷	۱۴۹۹۸۳	۳۶۳۶۹	-۴/۰۲	-۷/۱۵	۵۶/۱۹	۹۴/۳۹	۱	۴۷/۹۲
	دیپلم و زیر دیپلم	۷۰/۱۴	۴/۷	۹۰۷۲۳	۶۳۶۳۱						
	فوق دیپلم و لیسانس	۴/۹۲	۲	۰	۰						
	ارشد و دکتری	۰/۷۰	۱	۰	۰						
بعد خانوار به نفر	۱-۲	۱۳/۷۹	۴	۱۳۶۳۲	۱۸۷۹	-۴/۲۶	-۷/۱۵	۵۹/۵۱	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۳-۴	۴۹/۸۶	۵/۱	۶۶۷۸۸	۳۳۲۹۹						
	۵-۶	۳۰/۱۹	۱۰	۱۶۴۷۱۳	۴۹۷۲۷						
	بالای ۶	۶/۱۷	۱۶/۷	۲۴۴۷۷۱	۱۵۰۹۵						
عضو زیر ۷ سال	۰	۶۱/۰۷	۵/۶	۶۸۱۷۹	۴۱۶۳۵	-۴/۰۴	-۷/۱۵	۵۶/۵۱	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۱	۲۸/۰۳	۸/۵	۱۳۳۳۰۸	۳۷۳۶۲						
	۲ و بیشتر	۱۰/۹۱	۱۲/۶	۱۹۲۵۸۸	۲۱۰۰۳						
عضو بالای ۶۵ سال	۰	۷۹/۵۵	۷/۳	۱۰۳۷۶۱	۸۲۵۴۵	-۳/۸۶	-۷/۱۵	۵۳/۹۹	۱۰۰	۰	۵۲/۵۳
	۱	۱۳/۸۲	۶/۵	۸۷۵۹۴	۱۲۱۰۳						
	۲ و بیشتر	۶/۶۳	۶/۴	۸۰۷۲۶	۵۳۵۲						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جهت مقایسه و درک بهتر اطلاعات ارائه شده در جداول (۳)، (۴) و (۵)، اطلاعات این جداول در جدول (۶) خلاصه شده است. براساس جدول (۶)، برای شاخص فقر سرشمار، کارآیی هدفگذاری براساس مشخصه‌های مختلف خانوار بین ۲۳/۶۷ تا ۳۱/۰۳ درصد هدفمندی بر اساس اطلاعات کامل است، نرخ پوشش جمعیتی بین ۳۸/۹۳ تا ۱۰۰ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۴۱/۶۲ تا ۵۲/۵۳ تغییر می‌کند و بیشترین کارآیی هدفگذاری (۳۱/۰۳درصد)، زمانی محقق می‌شود

که خانوارها براساس بعد خانوار، هدفگذاری شوند که در این صورت، نرخ پوشش جمعیتی ۸۶/۲۱ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز ۴۶/۹۶ درصد (با خطای حذف ۴/۱۱ و خطای شمول ۴۲/۸۵) است.

جدول ۶: بررسی عملکرد هدفگذاری خانوارهای روستایی کشور

شاخص فقر	شاخص‌های عملکردی	جنسیت و تأهل سرپرست	سن سرپرست	تحصیلات سرپرست	بعد خانوار	عضو زیر ۷ سال	عضو بالای ۶۵ سال
فقر سرشمار	کارآیی هدفگذاری	۲۳/۶۷	۲۴/۴۳	۲۶/۶۹	۳۱/۰۳	۲۸/۸۷	۲۳/۹۳
	نرخ پوشش	۹۹/۷۶	۱۰۰	۹۹/۳۰	۸۶/۲۱	۳۸/۹۳	۱۰۰
	خطای حذف	۰/۰۹	۰	۰/۰۶	۴/۱۱	۲۵/۰۸	۰
	خطای شمول	۵۲/۳۸	۵۲/۵۳	۵۱/۸۹	۴۲/۸۵	۱۶/۵۴	۵۲/۵۳
	جمع دو خطا	۵۲/۴۷	۵۲/۵۳	۵۱/۹۵	۴۶/۹۶	۴۱/۶۲	۵۲/۵۳
شکاف فقر	کارآیی هدفگذاری	۴۲/۴۶	۴۲/۴۲	۴۴/۱۹	۴۸/۰۲	۴۴/۸۴	۴۲/۱۸
	نرخ پوشش	۹۷/۸۲	۱۰۰	۹۳/۳۶	۸۶/۲۱	۱۰۰	۱۰۰
	خطای حذف	۰/۸۶	۰	۱/۴۴	۴/۱۱	۰	۰
	خطای شمول	۵۱/۲۰	۵۲/۵۳	۴۷/۳۲	۴۲/۸۵	۵۲/۵۳	۵۲/۵۳
	جمع دو خطا	۵۲/۰۶	۵۲/۵۳	۴۸/۷۶	۴۶/۹۶	۵۲/۵۳	۵۲/۵۳
توان دوم شکاف فقر	کارآیی هدفگذاری	۵۴/۲۵	۵۴/۱۹	۵۶/۱۹	۵۹/۵۱	۵۶/۵۱	۵۳/۹۹
	نرخ پوشش	۹۹/۳۳	۱۰۰	۹۴/۳۹	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	خطای حذف	۰/۲۲	۰	۱	۰	۰	۰
	خطای شمول	۵۲/۰۷	۵۲/۵۳	۴۷/۹۲	۵۲/۵۳	۵۲/۵۳	۵۲/۵۳
	جمع دو خطا	۵۲/۲۹	۵۲/۵۳	۴۸/۹۲	۵۲/۵۳	۵۲/۵۳	۵۲/۵۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

حال در جدول (۶)، اگر به جای شاخص فقر سرشمار، هدفگذاری براساس شاخص شکاف فقر صورت گیرد، کارآیی هدفگذاری به طور قابل توجهی تغییر خواهد کرد؛ در حالی که میزان خطاهای شمول و حذف، تغییر چندانی نخواهند کرد؛ به طوری که براساس هدفگذاری مبتنی بر شاخص شکاف فقر، کارآیی هدفگذاری، بین ۴۲/۱۸ تا ۴۸/۰۲، نرخ پوشش جمعیتی، بین ۸۶/۲۱ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای حذف و شمول نیز بین ۴۶/۹۶ تا ۵۲/۵۳ خواهند بود. در این روش هدفگذاری، بهترین شاخص هدفگذاری از نظر کارآیی، بعد خانوار بوده، که در آن، کارآیی برابر با ۴۸/۰۲ درصد، نرخ پوشش جمعیتی ۸۶/۲۱ و جمع دو خطای حذف و شمول نیز ۴۶/۹۶ (با خطای حذف ۴/۱۱ و خطای شمول ۴۲/۸۵) است.

در مقابل، اگر شاخص توان دوم شکاف فقر، مبنای هدفگذاری قرار گیرد، میزان کارآیی بین ۵۳/۹۹ تا ۵۹/۵۱، نرخ پوشش جمعیتی بین ۹۹/۳۳ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۴۸/۹۲ تا ۵۲/۵۳ تغییر خواهد کرد که در این روش نیز مانند دو شاخص فقر مذکور، بهترین

مشخصه بعد خانوار است که کارآیی هدفگذاری آن ۵۹/۵۱، نرخ پوشش ۱۰۰ و جمع دو خطا نیز ۵۲/۵۳ است.

خلاصه بحث اینکه توصیه به هدفگذاری براساس شاخص توان دوم شکاف فقر است؛ زیرا در این شاخص، نه تنها فاصله درآمدی افراد از فقر مد نظر قرار گرفته بلکه به افراد با شکاف فقر بزرگتر، وزن بیشتری داده شده است. بر اساس شاخص توان دوم شکاف فقر، مشخصه‌ای که باید در هدفگذاری مورد توجه قرار گیرد، بعد خانوار بوده، و اگر هدفگذاری بر اساس بعد خانوار صورت گیرد، کارآیی هدفگذاری ۵۹/۵۱ درصد هدفگذاری با اطلاعات کامل است. میزان خطای حذف صفر و خطای شمول ۵۲/۵۳ است. در نهایت در هدفگذاری براساس بعد خانوار و شاخص توان دوم شکاف فقر، نرخ پوشش جمعیتی ۱۰۰ به دست آمده که از نظر اجتماعی، بسیار قابل قبول است.

مهمتر از همه، توجه به تغییرات شاخص‌های فقر براساس بعد جمعیتی خانوار است که در جدول (۷) خلاصه شده‌اند. جدول (۷)، به خوبی نشان می‌دهد که با افزایش بعد خانوار، شاخص‌های فقر به شدت رشد می‌کنند؛ به طوری که اندازه شاخص‌های فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقر برای خانوارهای با جمعیت بالاتر از ۶ نفر، به ترتیب، ۲/۵، ۳/۵ و ۴/۲ برابر همین شاخص برای خانوارهای ۲-۱ نفره است.

جدول ۷: سهم جمعیتی و شاخص‌های فقر براساس بعد خانوارهای روستایی کشور

بعد خانوار	سهم جمعیتی (به درصد)	فقر سرشمار (به درصد)	شکاف فقر (به درصد)	توان دوم شکاف فقر (به درصد)
۲-۱ نفره	۱۳/۷۹	۲۹/۸	۹	۴
۴-۳ نفره	۴۹/۸۶	۴۰/۳	۱۲/۲	۵/۱
۶-۵ نفره	۳۰/۱۹	۶۱/۶	۲۱/۶	۱۰
بالای ۶ نفر	۶/۱۷	۷۵/۴	۳۱/۶	۱۶/۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

شناسایی فقرا در ایران در بهترین حالت مبتنی بر آزمون تقریب وسع بوده است که به دلیل ضعف در تشخیص فقرا و عدم شفافیت، باعث نارضایتی‌های عمومی می‌شود. برای رفع مشکلات مذکور، در این مقاله، روش هدفمندسازی بهینه گروهی معرفی و برآورد می‌شود که از چند مزیت برخوردار است: یکم، مبتنی بر متغیرهای شفاف و قابل اندازه‌گیری است؛ دوم، می‌تواند براساس اهداف متفاوت سیاست‌گذار (نوع شاخص فقر و محدودیت بودجه) گروه‌های هدف را شناسایی کند؛ سوم، در این روش، همچنین میزان پرداخت انتقالی بهینه و شاخص‌های عملکرد هدفگذاری مشخص می‌شود. برای این منظور در این مقاله، با به‌کارگیری داده‌های هزینه بودجه خانوارهای روستایی کشور در سال

۱۳۹۹، شاخص‌های مختلف فقر و روش هدفمندسازی بهینه گروهی، مشخصه‌های اقتصادی و اجتماعی خانوارها برای هدفگذاری برنامه‌های فقرزدایی، مورد مقایسه قرار گرفتند.

نتایج این مقاله، نشان می‌دهد که بر اساس شاخص فقر سرشمار، کارآیی هدفگذاری براساس مشخصه‌های مختلف خانوار بین ۲۳/۶۷ تا ۳۱/۰۳ درصد هدفمندی بر اساس اطلاعات کامل است، نرخ پوشش جمعیتی بین ۳۸/۹۳ تا درصد ۱۰۰ و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۴۱/۶۲ تا ۵۲/۵۳ تغییر می‌کند و بیشترین کارآیی هدفگذاری (۳۱/۰۳ درصد)، زمانی محقق می‌شود که خانوارها براساس بعد خانوار هدفگذاری شوند که در این صورت، نرخ پوشش جمعیتی برابر با ۸۶/۲۱ درصد و جمع دو خطای شمول و حذف نیز ۴۶/۹۶ درصد (با خطای حذف ۴/۱۱ و خطای شمول ۴۲/۸۵) است.

حال اگر به جای شاخص فقر سرشمار، هدفگذاری بر اساس شاخص شکاف فقر صورت گیرد، کارآیی هدفگذاری به طور قابل توجهی تغییر خواهد کرد؛ در حالی که میزان خطاهای شمول و حذف، تغییر چندانی نخواهند کرد؛ به طوری که بر اساس هدفگذاری مبتنی بر شاخص شکاف فقر، کارآیی هدفگذاری، بین ۴۲/۱۸ تا ۴۸/۰۲، نرخ پوشش جمعیتی، بین ۸۶/۲۱ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای حذف و شمول نیز بین ۴۶/۹۶ تا ۵۲/۵۳ خواهند بود.

در این روش هدفگذاری، بهترین شاخص هدفگذاری از نظر کارآیی، بعد خانوار است که در آن، کارآیی برابر با ۴۸/۰۲ درصد، نرخ پوشش جمعیتی ۸۶/۲۱ و جمع دو خطای حذف و شمول نیز ۴۶/۹۶ (با خطای حذف ۴/۱۱ و خطای شمول ۴۲/۸۵) است.

در مقابل، اگر شاخص توان دوم شکاف فقر، مبنای هدفگذاری قرار گیرد، میزان کارآیی بین ۵۳/۹۹ تا ۵۹/۵۱، نرخ پوشش جمعیتی بین ۹۹/۳۳ تا ۱۰۰ و جمع دو خطای شمول و حذف نیز بین ۴۸/۹۲ تا ۵۲/۵۳ تغییر خواهد کرد که در این روش نیز مانند دو شاخص فقر مذکور، بهترین مشخصه بعد خانوار است که کارآیی هدفگذاری آن ۵۹/۵۱، نرخ پوشش ۱۰۰ و جمع دو خطا نیز ۵۲/۵۳ است؛ اما اگر سیاست‌گذار جهت احتیاط بیشتر، بخواهد تعداد مشخصه‌ها برای هدفگذاری را افزایش دهد، در هدفگذاری بر اساس هر سه شاخص فقر مذکور، همواره به ترتیب، مشخصه‌های بعد خانوار، تعداد اعضای زیر ۷ سال و تحصیلات سرپرست خانوار، بهترین مشخصه‌ها برای هدفگذاری فقر هستند.

یافته‌های این مقاله، نتایج مطالعات صورت گرفته در کشور را تأیید می‌کند. در این زمینه، جدیدترین مطالعه صورت گرفته، مقاله خسروی نژاد و خداداد کاشی (۱۳۹۱) است که براساس روش آزمون تقریب وسع، خانوارهای فقیر را شناسایی کردند که در مطالعه آنها نیز دو مشخصه از سه مشخصه شناسایی شده در این تحقیق (یعنی تحصیلات سرپرست و بعد خانوار)، جهت شناسایی خانوارهای فقیر روستایی، مورد تأکید قرار گرفته اند.

از نظر سیاستگذاری با توجه به نتایج این مقاله، سه توصیه زیر مطرح است:

اول، شیوه محاسبه خط فقر است. همه روش‌های موجود، برای تعیین میزان کالری مورد نیاز روزانه هر فرد هستند که تحت تأثیر ترکیب سنی و جنسی افراد جامعه است و لذا توصیه می‌شود که با توجه تحولات جمعیتی کشور، سبد مطلوب غذایی و متوسط میزان کالری مورد نیاز روزانه افراد، حداقل هر ۳ سال یک بار مورد بازبینی قرار گیرد.

دوم، بحث معیارهای هدفگذاری است. در این زمینه، یکی از مهمترین معیارها، کارآیی هدفگذاری است؛ به این معنی که هدفگذاری براساس آن مشخصه نسبت به هدفگذاری با اطلاعات کامل، به چند درصد کاهش در شاخص فقر منجر می‌شود. ضمن توجه به شاخص کارآیی، در نظر گرفتن نرخ پوشش جمعیتی نیز مهم است؛ زیرا بالا بودن آن، باعث مقبولیت عمومی برنامه‌های هدفگذاری فقر و پایین بودن آن، باعث صرفه‌جویی در بودجه لازم یا افزایش میزان منافع فقرا از یک بودجه مشخص می‌شود. علاوه بر این دو شاخص، خطای حذف و خطای شمول را داریم که با افزایش نرخ پوشش جمعیتی، خطای شمول افزایش و خطای حذف کاهش می‌یابد. در همه این موارد، اولویت‌بندی بستگی به دیدگاه سیاست‌گذار دارد که آیا حاضر است با افزایش خطای شمول، میزان خطای حذف را تا حد معقولی کاهش دهد یا برعکس، برای رعایت محدودیت‌های بودجه‌ای، حاضر به کاهش خطای شمول به قیمت بالا بردن خطای حذف است.

سوم، در زمینه شاخص‌های مختلف فقر نیز سه شاخص فقر سرشمار، شکاف فقر و توان دوم شکاف فقر را داریم که در این زمینه، هدفگذاری بر اساس شاخص توان دوم شکاف فقر، توصیه می‌شود؛ زیرا در این شاخص، نه تنها فاصله درآمدی افراد از خط فقر، مد نظر قرار گرفته است؛ بلکه به افراد با شکاف فقر بیشتر، وزن بزرگ‌تری داده می‌شود.

References

Araar, A., & Luca, T. (2019). "Optimal Targeting and Poverty Reduction with Fixed Budget and Imperfect Information". (http://www.ecineq.org).

Bakhshoodeh, M. (2013). "Proxy Means Tests for Targeting Subsidies Scheme in Iran". Iranian Journal of Economic Studies, 2(2): 25-46. (https://doi.org/10.22099/ijes.2013.2718).

Besley, Timothy, and Ravi Kanbur. (1988). "Food Subsidies and Poverty Alleviation". Economic Journal, 98, No. 392: 701-719.

Besley, Timothy, and Ravi Kanbur. (1990). "The Principles of Targeting, Policy, Research and External Affairs". Working Paper, No. 385 (The World Bank, Washington, DC).

Coady, D., Grosh, M., & Hoddinott, J. (2004). Targeting of Transfers in Developing Countries: Review of Lessons and Experience. The World Bank.

Coady, D. P., Grosh, M., & Hoddinott, J. (2002). "Targeting Outcomes Redux". World Bank Research Observer, 19(1): 61-85.

Coady, D., and Morley, S. (2003). From Social Assistance to Social Development: Targeted Education Subsidies in Developing Countries (Center for Global Development and International Food Policy Research Institute).

Darvishi, Bagher, Mohammadian, Fereshteh, & Ahmadikhah, Mahin. (2019). "Investigation the Effects of Targeted Subsidies on Self-employed and Wage and Salary Earners: Based on Poverty and Inequality". Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran. 8(29): 239-267 (in Farsi).

Devereux, S., Masset, E., Sabates-Wheeler, R., Samson, M., Rivas, A. M., & Te Lintelo, D.(2017). "The Targeting Effectiveness of Social Transfers". Journal of Development Effectiveness, 9(2): 162-211.

Elbers, C., Fujii, T., Lanjouw, P., Özler, B., & Yin, W. (2007). "Poverty Alleviation through Geographic Targeting: How Much does Disaggregation Help?". Journal of Development Economics, 83(1): 198-213.

Emami, A., Lustig, N., and Taqdiri, A. R. (2016). "Fiscal Policy, Inequality and Poverty in Iran: Assessing the Impact and Effectiveness of Taxes and Transfers". Commitment to Equality Institute (CEQ), Tulane University, CEQ Working Paper, 48.

Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). "A Class of Decomposable Poverty Measures". Econometrica, 52: 761-776.

Glewwe, P. (1992). "Targeting Assistance to the Poor: Efficient Allocation of Transfers when Household Income Is Not Observed". Journal of Development Economics, 38(2): 297-321.

Hajipour, M., and Fallsolyman, M. (2016). "The Effects of Targeted Subsidies on Misery Index in Urban and Rural Settlements of Iran Regions", International Journal of Humanities and Cultural Studies. ISSN 2356-5926, 3(2): 714-725

Hamzehi, Majid, Anabestani, Aliakbar, & Javan, Jafar. (2022). "Impact of Targeted Subsidies Implementation on Poverty and Instability of Rural Household Economy in Iran (Case Study: Villages of Neishabour County)". Quarterly Journal of Regional Planning, 12(45): 83-108 (in Farsi).

Hanna, R., & Olken, B. A. (2018). "Universal Basic Incomes Versus Targeted Transfers: Antipoverty Programs in Developing Countries". Journal of Economic Perspectives, 32(4): 201-26.

Houssou, Nazaire S.I. (2010). *Operational Poverty Targeting by Proxy Means Tests: Models and Policy Simulations for Malawi*. Hohenheim.

Kanbur, Ravi. (1987). "Measurement and Alleviation of Poverty: With an Application to the Effects of Macro-Economic Adjustment". International Monetary Fund Staff Papers, 34, No. 1, Newbery, David and Nicholas Stem, 1987, The Theory of Taxation FOF Developing Countries (Oxford University Press, Oxford).

Khosravinejad, Aliakbar, & Maleki, Amin. (2008). "Targeting, Identification and Classification of Households". Iranian Journal of Trade Studies (IJTS), 12(47): 1-46 (in Farsi).

Khosravinejad, Aliakbar, & Khodadad Kashi, Farhad. (2012). "Households Identification by Two-Stage Identification Method (An Application of Proxy Mean Test)". Journal of Social Welfare Quarterly, 12 (45): 103-142 (in Farsi).

Kidd, S. & Wylde, E (2011). "Targeting the Poorest: An Assessment of the Proxy Means Test Methodology". AusAID Working Paper, Government of Australia.

Klasen, S., & Lange, S. (2015). *Targeting Performance and Poverty Effects of Proxy Means-Tested Transfers: Trade-offs and Challenges*. Ibero America Institute for Econ. Research (IAI) Discussion Papers 231.

Margitic, J., & Ravallion, M. (2019). "Lifting the Floor? Economic Development, Social Protection and the Developing World's Poorest". Journal of Development Economics, 139(C): 97-108

Ministry of Health, Treatment and Medical Education of Iran. (2012). The Optimal Food Basket for the Iranian Society. Community Nutrition Improvement Office, Ministry of Health, Treatment and Medical Education, Faculty of Health, Tehran University of Medical Sciences, Institute of Nutritional Research and Food Industries of the Country, ISBN 978-600-6782-23-2 (in Farsi). https://phc.umsu.ac.ir/uploads/sabad_matloob.pdf

Nichols, Albert, and Richard Zeckhauser. (1982). "Targeting Transfers Through Restrictions on Recipients". American Economic Review, Papers and Proceedings, 72(2): 372-377.

Pajooyan, Jamshid. (1994). *Support Policies for Vulnerable Groups*. Economic Deputy of the Iran's Ministry of Economic (in Farsi).

Pajooyan, Jamshid. (1995). *Identification and Support of Vulnerable Groups*. Economic Deputy of the Iran's Ministry of Economic (in Persian)..

Pajooyan, Jamshid. (1996). "Poverty, Poverty Line and Poverty Reduction". Journal of Planning and Budgeting, 1(2): 5-23 (in Farsi).

Parvin, Soheila, & Banouei, Ali Asghar. (2017). "The Effects of the First Phase Implementation of Subsidy Targeting on the Welfare of Low Income Households Using Structural Path Analysis". Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development) QJER, 17(3): 193-225 (in Farsi)

Pollak, Robert, and Terrence Wales. (1979). "Welfare Comparisons and Equivalent Scales". American Economic Review, Papers and Proceedings 69, May: 216-221.

Rahiminia, Hiva, & Akbari Moghadam, Beitollah. (2016). "The Impact of Subsidies Reform on the Inequality of Welfare in Iran (CGE Modelling and Equivalent Variation (EV) Index)". Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran, Vol. 5, Issue 17, April: 243-271 (in Farsi).

Ravallion, M., & Chao, K. (1989). "Targeted Policies for Poverty Alleviation under Imperfect Information: Algorithms and Applications". Journal of Policy Modeling, 11(2): 213-224.

Sohaili, kiomars, Khodamoradi, Sahab, Moniri, Mohamadreza, & Goli, Younes. (2017). "The Effect of Targeting Subsidies on Combination of Household Expenditure in Iran". Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development) QJER, 17(3) :101-128 (in Farsi).

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.4, Winter 2023, P: 215-246

Targeting under Conditions of Imperfect Information and Budget Constraint: A Case Study of Rural Households in Iran

Bagher Darvishi[1]

Received: 2023-2-1 Accepted: 2023-2-22

Abstract

Introduction:

In order to target the limited budgets of poverty alleviation programs and increase their efficiency, a wide range of targeting methods including means testing, proxy means testing, categorical targeting, geographical targeting, self-targeting, and community-based targeting has been used in developing countries (Coady, Grosh and Hoddinott, 2004). However, targeting in Iran, in the best case, has been based on the proxy means testing. Kidd and Wylde (2011) have criticized this method due to lack of transparency and poor predictions in the field of identifying the poor. The main purpose of this article is to compare the different economic and social characteristics of Iran's rural households with the aim of finding the best characteristics in order to target subsidies in Iran. In this context, the following questions are raised: In a situation where accurate information about household income or expenses is not available, how should households be prioritized to receive subsidies based on their characteristics? How much cash subsidy should each household receive in order to reduce the aggregate poverty? To answer these questions, by following, Kanbur (1987), Ravallion and Chao (1989), Elbers, Fujii, Lanjouw, Özler and Yin (2007), Glewwe (1992) and Araar and Luca (2019), I use a new numerical algorithm, which acts as optimal poverty group targeting. This method is conceived to find the optimal group transfers that allow the largest possible reduction in any additive poverty indexes, like the Foster, Greer, Thorbecke (FGT) class of poverty indexes.

Methodology:

This article uses a new numerical algorithm, which acts as optimal poverty group targeting. This method was first presented by Kanbur (1987), which focused on the theoretical rules of optimization. Then, based on the theoretical findings of Kanbur (1987), Ravallion and Chao (1989) have proposed numerical method that maximizes the reduction in the FGT ($\alpha = 2$) index by group transfers, subject to a fixed budget. After that, Glewwe (1992) improved it theoretically, and finally, Araar and Luca (2019) proposed the method of optimal group targeting by modifying Glewwe (1992) method. In fact, the methodology of Glewwe (1992) is a generalization of Kanbor (1987) and Ravallion and Chua (1989) Method, but the mentioned methodologies focused on a subset of poverty indicators (e.g., squared poverty gap index) for which an analytical solution was possible. Contrarily, Araar and Luca (2019) proposed a new method, which is applicable to all additive poverty indices (such as the headcount or poverty gap rates and

1. Associate Professor of Economics, Faculty of Literature and Humanities, Ilam University, Email: Ba.Darvishi@ilam.ac.ir

squared poverty gap indexes).This article uses income-expenditure data of rural households of Iran in 2020, and follows Araar and Luca (2019) methodology. In addition, to check the efficiency of this method, three indicators including the quality of targeting, inclusion and exclusion errors will be used.

Results and Discussion:
In this article, economic and social characteristics of rural households in Iran were compared to targeted poverty alleviation programs. Based on the results, for the head count ratio, the targeting efficiency based on different household characteristics changes between 23.67 and 31.03 %, the population coverage rate changes between 38.93 and 100 %, and the sum of the inclusion and exclusion errors changes between 41.62 and 52.53%. Now, if the targeting is done based on the poverty gap index, the targeting efficiency will be between 42.18 and 48.02 %, the population coverage rate will be between 86.21 and 100 %, and the sum of the exclusion and inclusion errors will be between 46.96 and 52.53%. Finally, if the poverty severity index is used as the basis for targeting, the targeting efficiency will change between 53.99 and 59.51 %, the population coverage rate will change between 99.33 and 100 %, and the sum of the inclusion and exclusion errors will change between 48.92 and 52.53%. It is interesting to note that in targeting based on all three mentioned poverty indicators, the family size, number of members under 7 years old and the education of the household head are always the best characteristics for targeting poverty.

Conclusion:
The main purpose of this article is to compare the different economic and social characteristics of rural households with the aim of identifying the best characteristics in order to targeting subsidies in Iran. According to the results of this article, the characteristic that should be taken into account in targeting is the family size, which the efficiency of targeting based on this characteristic is equal to 51.59% of targeting with complete information. The rate of exclusion and inclusion errors are zero and 52.53%, respectively. Finally, in the targeting based on the family size and squared poverty gap index, the population coverage rate is 100, which is very acceptable from the social point of view. Paying attention to the changes in the poverty indices based on the household demographic characteristics is very important, because if the family size increases, the poverty indices grow strongly. As a result, the headcount, poverty gap and squared poverty gap indexes for families with six and more people become 2.5, 3.5 and 2.4 times the same index for households with 1-2 people, respectively.

Keywords: Targeting Subsidies, Rural Households, Imperfect Information, Budget Constraint, Numerical Optimization Method
JEL Classification: I3, I32, I38

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره چهارم،زمستان ۱۴۰۲، ص: ۲۶۹-۲۴۷

تأثیر تجارت خارجی بر تغییرات بهره‌وری نیروی کار در ایران: یک تحلیل داده-ستانده

محسن لطیفی[۱]
نورالدین شریفی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۲/۵ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱/۲۹**

چکیده

رقابت‌پذیری محصولات در تجارت خارجی، سبب استفاده بهتر از عوامل تولید و از آن‌جمله نیروی کار می‌شود. هدف از این مطالعه، بررسی تأثیر تجارت خارجی بر تغییرات بهره‌وری نیروی کار بخش‌های مختلف تولیدی ایران است. برای این منظور، با استفاده از رویکرد تحلیل تجزیه ساختاری، اثر تغییرات در تراز تجاری، نسبت صادرات و واردات به تراز تجاری، ساختار صادرات و واردات، میزان تحرک آفرینی تولید کالاهای نهایی، فناوری تولید و اشتغال بر تغییرات بهره‌وری نیروی کار بررسی می‌شود. اطلاعات مورد نیاز این تحقیق، از جداول داده-ستانده سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، حساب‌های ملی و نتایج سرشماری نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ تأمین می‌شوند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهند، تجارت خارجی سبب ارتقاء بهره‌وری نیروی کار در کشور شده است. علاوه‌براین، صادرات بخش‌ها با بهره‌وری نیروی کار آنها، رابطه نسبتاً همسو، و در مقابل، واردات کالاها و خدمات با بهره‌وری نیروی کار بخش‌های تولیدکننده آنها در سال‌های مورد مطالعه، رابطه عکس داشته است. به عبارت دیگر، بخش‌هایی که از بهره‌وری نیروی کار بالاتری برخوردار بودند، صادرات بیشتری داشتند. در مقابل، بخش‌هایی که بهره‌وری پایین‌تری داشتند، محصولات تولید شده در آنها بیشتر با واردات بیشتری روبرو بوده‌اند. با این حال، این مسأله در سال ۱۳۹۵ در مقایسه با سال ۱۳۹۰، کمتر مورد توجه قرار گرفته، که این امر سبب شده است تا تغییرات در ساختار صادرات و واردات، سبب کاهش بهره‌وری نیروی کار گردد.

واژگان کلیدی: بهره‌وری نیروی کار، تحلیل داده-ستانده، تحلیل تجزیه ساختاری، تجارت خارجی
طبقه‌بندی JEL: C67, D57, J24

۱. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران
latifi.mohsen@yahoo.com
۲. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران (نویسنده مسؤول)
nsharify@umz.ac.ir

۱. مقدمه

محدودیت عوامل تولید، یکی از پارامترهایی است که معمولاً مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار می‌گیرد. برای این منظور، راه‌ها و عوامل استفاده بهینه از عوامل تولید مورد بررسی قرار می‌گیرند. شاخص‌های مختلفی برای ارزیابی وضعیت استفاده بهینه عوامل تولید تعریف شده، که یکی از آنها بهره‌وری نیروی کار است.

بهره‌وری که به نحوه استفاده از عوامل تولید نظر دارد، به صورت‌های مختلفی تعریف می‌شود. این تعاریف گاهی تولید کل حاصل از به‌کارگیری عوامل تولید را مورد توجه قرار می‌دهد، در حالی که تحقیقات دیگر، ارزش افزوده حاصل از این عوامل را بررسی می‌کنند. متوسط یا نهایی بودن اثر عوامل مورد بررسی، دیگر تفاوت این تعاریف است. از این جهت، گاهی متوسط بهره‌وری عوامل تولید و گاهی هم بهره‌وری آخرین عامل مورد استفاده، بررسی می‌گردد. کلی و جزئی بودن عوامل هم سبب تفاوت در تعاریف بهره‌وری می‌شود. در این تقسیم‌بندی، گاهی کل عوامل و گاهی هم برحسب نیاز، بهره‌وری یک عامل مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

هریک از این شیوه‌ها، ویژگی‌ها و نقاط قوت و ضعف خاصی دارند که با توجه به اهداف مطالعه، مورد استفاده قرار می‌گیرند. به عنوان مثال، بهره‌وری نهایی به دلیل وضعیت خاص بخش، ممکن است که به نتایج گمراه کننده‌ای در سیاست‌گذاری بلند مدت منجر شود و یا بهره‌وری جزئی، ممکن است سبب نادیده گرفتن تأثیر تغییرات در دیگر عوامل تولید گردد. از طرفی، بهره‌وری کلی هم به دلیل نامشخص بودن موجودی واقعی سرمایه در بخش‌ها، معمولاً به نتایج نادرستی ختم می‌شود. لذا تحلیل یافته‌های تحقیق، می‌باید با اطلاع از این نقاط قوت و ضعف روش‌ها صورت پذیرد.

علاوه بر تنوع در تعاریف بهره‌وری، روش‌های مختلفی برای محاسبه آنها وجود دارد. در یک تقسیم‌بندی کلی، این روش‌ها به دو گروه طرف عرضه و طرف تقاضا تقسیم می‌شوند. در هر یک از این گروه‌ها، عوامل چندی قرار دارند که می‌توانند بهره‌وری عوامل مختلف تولید و از جمله آنها، بهره‌وری نیروی کار را تحت تأثیر قرار دهند.

یکی از این عوامل طرف تقاضا، تجارت خارجی است که توسعه آن اگر تحت تأثیر عوامل مخرب قرار نگیرد، از طرق مختلف می‌تواند سبب استفاده بهینه از عوامل تولید و بالا رفتن بهره‌وری آنها شود. از یک طرف صادرات کالاها، نیازمند رقابت‌پذیری آنها در مقایسه با تولیدات دیگر کشورها می‌شود که این امر، مستلزم استفاده بهینه از عوامل تولید و به دنبال آن، بهره‌وری بالاتر این عوامل می‌گردد. از طرف دیگر، واردات محصولاتی که از مزیت کمتری برخوردارند، موجب می‌شود تا با انتقال عوامل تولید به سمت تولیدات با مزیت بیشتر، سبب افزایش بهره‌وری عوامل تولید فراهم گردد.

مطالعات چندی توسط محققانی چون محمودزاده و اسدی (۱۳۸۶)، رضایی و همکاران (۱۳۸۷)، حکیمی‌پور و همکاران(۱۳۹۱)، جهانگرد و همکاران (۱۳۹۱)، شهابی‌نژاد و همکاران[1] (۲۰۱۳)، شجاعی و همکاران (۱۳۹۵)، و قلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۶)، در ارتباط با عوامل تغییر در بهره‌وری

1 Shahabinejad *et al*. (2013).

منابع انسانی انجام شده است. با وجود تفاوت‌هایی که به لحاظ منطقه‌ای و ملی، بخشی و کلی، اندازه واحدهای مورد مطالعه و نظایر اینها بین این تحقیقات وجود دارد، وجه مشترک این مطالعات، لحاظ کردن عوامل طرف عرضه به عنوان عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی انسانی می‌باشد.

به این ترتیب، با توجه به محدودیت عوامل تولید و در راستای بررسی چگونگی استفاده از عوامل تولید و تغییرات آن، در تحقیق حاضر، تأثیر تجارت خارجی بر تغییرات بهره‌وری متوسط نیروی کار بخش‌های مختلف اقتصادی ایران در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ مورد مطالعه قرار می‌گیرد. برای این منظور، از رویکرد تحلیل تجزیه ساختاری در روش داده-ستانده استفاده، و تغییرات بهره‌وری نیروی کار، به تغییرات عوامل تشکیل دهنده آن تجزیه می‌شود. سهم هریک از این عوامل بخصوص تأثیر تجارت خارجی در تغییرات بهره‌وری نیروی کار، مورد توجه قرار می‌گیرد.

از ویژگی‌های این تحقیق در مقایسه با اکثر کارهای انجام شده در کشور، استفاده از روش داده-ستانده است که امکان بررسی در سطح بخش‌های تولیدی را فراهم می‌سازد. با این حال، تمایز این تحقیق در مقایسه با تنها کار انجام شده با استفاده از تحلیل داده-ستانده در کشور، مطالعه تغییرات بهره‌وری نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصادی، در سطح ملی به جای دو منطقه‌ای است. ویژگی دیگر این تحقیق، تفاوت در تعداد و تا حدی ماهیت عوامل مورد بررسی می‌باشد. به عنوان نمونه، در حالی که تأثیر تجارت خارجی به لحاظ ساختار، میزان و تراز تجاری بر بهره‌وری نیروی کار در این مطالعه بررسی می‌شود، در مطالعات قبلی تجارت بین منطقه‌ای و سایر اجزای تقاضای نهایی بررسی شده است. استفاده از آخرین جدول‌های داده-ستانده آماری و سرشماری نفوس و مسکن در کشور هم، از ویژگی‌های دیگر این پژوهش محسوب می‌شود.

با این حال، این تحقیق مشکلاتی هم داشته است که سبب شد تا نتواند به‌طور شایسته از خصوصیات روش مورد استفاده بهره‌مند گردد. یکی از مهمترین این مشکلات، عدم تفکیک اطلاعات اشتغال در سال ۱۳۹۵ بود که سبب شد تا جدول‌ها از ۷۱ بخش در ۱۸ بخش تجمیع شوند. در این ارتباط، بخش صنعت با همه تنوع در محصولات آن، در یک بخش تجمیع شده است.

پژوهش حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. بعد از مقدمه، ادبیات موضوع شامل دو زیر بخش مبانی نظری و پیشینه تحقیق بررسی می‌شود. بخش سوم، به روش مورد استفاده در پژوهش اختصاص دارد. یافته‌های پژوهش، بخش چهارم این تحقیق را تشکیل می‌دهند و نتیجه‌گیری از مطالب عنوان شده در پژوهش، پایان بخش آن می‌باشد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

تأثیر تجارت خارجی و اجزای آن یعنی صادرات و واردات بر بهره‌وری نیروی کار، از جهات مختلف مورد توجه قرار گرفته است. در یک ساختار ریکاردویی[1]، به دلیل اختلاف در بهره‌وری بخش‌ها، تجارت

1. Ricardian Framework

خارجی موجب می‌شود تا کشورها در صنایعی که مزیت نسبی دارند، به طور کامل یا نسبی تخصص پیدا کنند. این امر، به تخصیص مجدد منابع به سمت بخش‌های با بهره‌وری بالاتر منجر می‌شود و بهره‌وری در سطح کشور را افزایش می‌دهد. با این حال، مدل هکشر-اوهلین[1] و تئوری تجارت جدید[2] که به نقش تجارت درون صنعت تأکید دارند، با یکسان گرفتن تکنولوژی در میان بخش‌ها و کشورها، بهره‌وری یکسانی را بین بنگاه‌ها و کشورها در نظر می‌گیرند (فلاوی و همکاران[3]، ۲۰۰۴).

در مقابل، در نظریاتی که براساس بنگاه‌های ناهمگن استوار است، هزینه‌های تجاری فقط به بنگاه‌هایی که دارای بیشترین بهره‌وری هستند، اجازه ورود به بازار صادرات را می‌دهند. این امر سبب می‌شود، زمانی‌که بنگاه با بهره‌وری پایین‌تر از بازار خارج می‌شود، نهاده‌های تولیدی، مانند نیروی کار به بنگاه‌های با بهره‌وری بالاتر منتقل شود و متوسط بهره‌وری صنعت، افزایش پیدا کند (ملیتز[4]، ۲۰۰۳). بعضی از نظریات هم، ارتباط میان تجارت بین‌الملل و بهره‌وری را از طریق نیروهای رقابتی توضیح داده‌اند. براساس این نظریات، از آنجایی که باز کردن اقتصاد به روی تجارت خارجی، به رقابت بیشتر می‌انجامد، آثار مثبتی بر سطح بهره‌وری خواهد داشت (مهرآرا و محسنی، ۱۳۸۳).

از جنبه صادرات، زمانی‌که صادرات محصولی سودآور و در حال گسترش باشد، انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاری در صنایع مرتبط با آن محصول در مراحل مختلف تولید پدید می‌آید تا از طریق گسترش جریان نوآوری در فناوری و ارتقاء مهارت مدیریت، بهره‌وری خود را ارتقا دهد. بدین ترتیب، افزایش تخصص در بخش‌های صادرات محور، ممکن است موجب تحریک بهره‌وری در کل اقتصاد شود. از طرفی، صادرات، امکان بهره‌بردن از صرفه‌های ناشی از مقیاس را فراهم می‌سازد که با کاهش هزینه تولید، افزایش بهره‌وری را به دنبال دارد (امری[5]، ۱۹۶۷).

علاوه‌براین، افزایش صادرات با بهبود در تراز پرداخت‌ها، ممکن است از طریق بهبود دسترسی به واردات کالاهای اساسی، بهره‌وری و رشد اقتصادی را تسهیل کند. همچنین، افزایش صادرات، ممکن است موجب افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای شود و نرخ رشد تشکیل سرمایه را افزایش دهد که موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه گردد (تیتل و تومی[6]، ۱۹۸۶؛ اسلام[7]، ۱۹۹۸).

از جنبه واردات هم اگر کشوری به علل طبیعی و یا فنی، فاقد منابع تولیدی و تجهیزات فناوری باشد، با واردات آنها می‌تواند، تولید انواع کالاهای مورد نیاز خود را میسر و بهره‌وری تولید را افزایش دهد. واردات نهاده‌ها، علاوه بر استفاده مستقیم در تولید، از طریق یک ارتباط پیشین و پسین قوی در روند تولید، به صورت غیرمستقیم هم، سبب بالا بردن کارآیی نهاده‌های داخلی می‌شود. در حالتی

1. Heckscher-Ohlin Model
2. New Trade Theory
3. Falvey *et al*. (2004)
4. Melitz (2003).
5. Emery (1967).
6. Teitel and Thoumi (1986).
7. Islam (1998).

هم که عوامل و منابع تولید در کشورهای جهان سوم موجود باشند، ممکن است، به علت وابستگی فنی عوامل تولید، کاربرد این عوامل، از کارآیی لازم برخوردار نباشند. بنابراین، با واردات عوامل تولید مکمل، از جمله واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای، کاربرد منابع موجود در کشورهای جهان سوم میسر می‌شود و کارآیی آنها افزایش می‌یابد (فرجادی و لعلی، ۱۳۷۶).

۲-۲. پیشینه پژوهش

تحلیل تجزیه ساختاری، روشی است که به پژوهشگر امکان می‌دهد تا سهم عوامل مختلف در تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی را مطالعه کند. صرف نظر از تحقیقات گسترده‌ای که با استفاده از این روش برای تعیین سهم عوامل مختلف بر دیگر متغیرهای کلان صورت پذیرفته است، مطالعات مرتبط با موضوع تحقیق را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد:

دسته اول از تحقیقات، سهم عوامل مختلف بر بهره‌وری نیروی کار را مورد بررسی قرار داده‌اند. از جمله این تحقیقات، می‌توان به مطالعه جهانگرد (۱۳۸۰)، در بررسی عوامل مؤثر بر تغییرات بهره‌وری درایران، مطالعه نادری (۱۳۸۸)، در شناسایی بخش‌های محرک بهره‌وری نیروی کار در ایران، مطالعه یانگ و لهر[1] (۲۰۱۰)، در بررسی رشد بهره‌وری نیروی کار چین در دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۷، مطالعه جهانگرد (۱۳۹۰)، در شناسایی فعالیت‌های محرک بهره‌وری نیروی کار در ایران، مطالعه جهانگرد و همکاران[2] (۲۰۱۴)، در بررسی رشد بهره‌وری نیروی کار در ایران، کره جنوبی و نروژ، مطالعه تأثیر بحران مالی جهانی بر بهره‌وری نیروی کار بخش‌های تولیدی مکزیک توسط کستلنوس سوسا[3] (۲۰۲۰)، مطالعه روث[4] (۲۰۲۰)،

در خصوص رابطه بین رشد سرمایه نامحسوس و بهره‌وری نیروی کار در اتحادیه اروپا، مطالعه بیکر و همکاران[5] (۲۰۲۰)، در تأثیر غیرمستقیم دسترسی به اینترنت بر رابطه بین سرمایه انسانی و بهره‌وری نیروی کار در ۶۵ کشور در حال توسعه، مطالعه گوکسل و اوزتورکلر[6] (۲۰۲۱)، درارتباط با بهره‌وری نیروی کار و تعداد شرکت‌های عامل در ۱۰ کشور اروپایی، مطالعه پذیرش ربات‌های انسان‌نما و بهره‌وری نیروی کار در ۲۴ کشور اروپایی به وسیله گیودایس[7] (۲۰۲۲)، و مطالعه مالی‌سازی کردن توسعه شهری با بهره‌وری نیروی کار شهری در چین اشاره کرد.

1. Yang and Lahr (2010).
2. Jahangard *et al*. (2014).
3. Castellanos-Sosa (2020).
4. Roth (2020).
5. Baker *et al*. (2020).
6. Goksel and Ozturkler (2021).
7. Giudice (2022).

دسته دوم مطالعاتی است که تأثیر تجارت و اجزای تشکیل دهنده آن بر بهره‌وری نیروی کار را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این راستا، دایتزنباخر و همکاران[1] (۲۰۰۰)، تغییر در روابط تجاری را به همراه دیگر عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار کشورهای بلژیک، دانمارک، فرانسه، آلمان، ایتالیا و هلند طی سال‌های ۱۹۸۵-۱۹۷۵ را مورد بررسی قرار داده‌اند.

گو و رنیسون[2] (۲۰۰۵)، تأثیر تجارت و رشد بهره‌وری بخش‌های تولیدی کانادا را مطالعه نموده است.

جاکوب[3] (۲۰۰۳)، تأثیر آزاد سازی تجاری سال ۱۹۸۵ و دیگر عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری نیروی کار اندونزی در دوره ۱۹۹۵-۱۹۷۱ را بررسی کرده است.

مهرآرا و محسنی (۱۳۸۳)، اثر صادرات و واردات واسطه‌ای بر بهره‌وری و رشد آن در ایران را مطالعه نموده‌اند.

یانگ و لهر[4] (۲۰۰۸)، منابع بهره‌وری نیروی کار شامل تغییر در ساختار تجارت بین منطقه‌ای در هفت منطقه چین در دوره ۱۹۹۷-۱۹۸۷ را مورد بررسی قرار داده‌اند.

پورعبادالهان‌کویچ و همکاران (۱۳۸۹)، رابطه صادرات با بهره‌وری بخش‌های تولیدکننده محصولات صادراتی در کشورهای عضو اوپک را بررسی نموده است.

مطالعه جهانگرد و همکاران (۱۳۹۷)، در تعیین مؤلفه‌های تغییر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های کشور، تجارت بین منطقه‌ای را به همراه دیگر عوامل مورد بررسی قرار داده‌اند.

کونستنتینسکو و همکاران[5] (۲۰۱۹)، سهم تجارت خارجی و دیگر عوامل مؤثر در ارزش افزوده جهانی را بر بهره‌وری نیروی کار ۴۰ کشور در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۴ بررسی نموده‌اند.

در پایان خاطر نشان می‌شود، مطالعات دسته دوم، ارتباط بیشتری با مطالعه حاضر دارند؛ اما به‌رغم مشابهت بیشتر با تحقیق حاضر، علاوه بر تفاوت‌هایی نظیر محدوده جغرافیایی مورد مطالعه، شکل مدل مورد استفاده، ماهیت و تعداد عوامل مورد بررسی، عمدتاً به تعیین سهم عوامل در بهره‌وری یا تغییرات آن در یک بخش تولیدی یا کل اقتصاد بسنده کرده‌اند.

با این حال، کویچ و همکاران (۱۳۸۹)، رابطه صادرات با بهره‌وری بخش‌های تولیدکننده محصولات صادراتی در کشورهای عضو اوپک را مورد مطالعه قرار داده‌اند ولی در جریان انجام این تحقیق، موردی درخصوص بررسی وضعیت میزان واردات محصولات و بهره‌وری بخش‌های تولیدکننده محصولات وارداتی مشاهده نشد، بلکه تحقیقات گذشته، عمدتاً واردات واسطه‌ای بخش‌ها را مورد مطالعه قرار داده‌اند.

1. Dietzenbacher *et al*. (2000).
2. Gu and Rennison (2005).
3. Jacob (2003).
4. Yang and Lahr (2008).
5. Constantinescu *et al*. (2019).

۳. روش‌شناسی و داده‌های تحقیق

۳-۱. روش‌شناسی تحقیق

در این تحقیق، با استفاده از رویکرد تحلیل تجزیه ساختاری، تأثیر عوامل مختلف بر تغییرات بهره‌وری نیروی کار بررسی می‌گردد. در این راستا، سهم عوامل اشتغال، ساختار تولید، پیوند پسین، ساختار تجارت خارجی، ترکیب تجارت خارجی و تراز تجاری کل، در تغییرات بهره‌وری نیروی کار بخش‌های تولیدی تعیین می‌شود.

بهره‌وری نیروی کار بخش‌ها، به صورت نسبت تولید به نهاده کار تعریف شده است که برای محاسبه آن از، رابطه (۱) استفاده می‌گردد:

$$\lambda = \hat{L}^{-1}Q \qquad (۱)$$

که در آن، λ بردار $(n\times 1)$ بهره‌وری نیروی کار بخش‌ها و $\hat{L}^{-1}$ معکوس ماتریس قطری $(n\times n)$ تعداد نیروی کار در بخش‌های مختلف است. Q بردار $(n\times 1)$ تولید بخش‌ها برای تراز تجاری را نشان می‌دهد که از رابطه (۲) به دست می‌آید[۱]:

$$Q = \left(I - A\right)^{-1}Y = CY \qquad (۲)$$

که در آن، I ماتریس واحد$(n\times n)$، A ماتریس ضرایب فنی با ابعاد $n\times n$ و C معکوس ماتریس لئونتیف و Y بردار $(n\times 1)$تراز تجاری بخش‌های اقتصادی می‌باشد.

C، به H و S تجزیه می‌شود. ماتریسH، بیانگر سهم تولیدات بخش i برای تولید هر واحد کالای نهایی در بخش jاست که از رابطه (۳) به دست می‌آید:

$$h_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} c_{ij}} \qquad (۳)$$

که در آن، c_{ij} درایه‌های معکوس ماتریس لئونتیف و h_{ij} درایه‌های ماتریسH می‌باشد.

S، یک ماتریس قطری است که عناصر قطر اصلی آن، شاخص کلی پسین بخش‌ها یا تقاضای کالاها و خدمات تولید شده در بخش‌ها برای تولید هر واحد محصول نهایی در بخش i را نشان می‌دهد. درایه‌های S از رابطه (۴) به دست می‌آید:

$$s_{ii} = \sum_{i=1}^{n} c_{ij} \qquad (۴)$$

که در آن، s_{ii} درایه‌های قطر اصلی ماتریس S می‌باشند.

Y هم به P، R و W تجزیه می‌شود. ماتریس P با ابعاد $(n\times k)$ است که عناصر آن، سهم هر بخش در صادرات و واردات را نشان می‌دهد. برای لحاظ کردن صادرات و واردات، این ماتریس دارای

---

۱. برای محاسبه کل تولید، در رابطه (۲) می‌توان به جای تراز تجاری، تقاضای نهایی منهای واردات نهایی (T) را قرار داد. در این صورت، رابطه مربوطه به صورت:$\mathrm{Q^T = (I - A)^{-1}T = CT}$ در می‌آید که $\mathrm{Q^T}$ تولید لازم برای کل تولید کالای نهایی را نشان می‌دهد. با قرار دادن O به جای T، همین رابطه برای سایر اجزای تولید کالای نهایی $(\mathrm{Q^O})$ حاصل می‌شود که برای رعایت اختصار، به همین مقدار بسنده می‌شود.

دو ستون است. به عبارت دیگر، k تعداد ستون‌های ماتریس P برابر ۲ می‌باشد. عناصر این ماتریس از رابطه (۵) به دست می‌آید:

$$p_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} x_{ij}} \quad (۵)$$

که در آن، x_{ij} ارزش محصولات iامین بخش در صادرات یا واردات و p_{ij} سهم محصولات این بخش در کل صادرات یا واردات را نشان می‌دهد.

R، بردار ستونی $(k\times1)$ است که عناصر آن، بیانگر نسبت صادرات کل و واردات کل به تراز تجاری می‌باشد. برای کسر واردات از صادرات در محاسبه تراز تجاری، اقلام واردات به صورت منفی ثبت می‌شوند. عناصر این بردار از رابطه (۶) به دست می‌آید:

$$r_i = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_{ij}}{W} \quad (۶)$$

که در آن، r_i عناصر بردار R و اسکالر W، کل تراز تجاری کشور را نشان می‌دهد.

برای محاسبه تغییرات بهره‌وری نیروی کار طی دوره زمانی مورد مطالعه، از رابطه (۷) استفاده می‌شود:

$$\Delta\lambda = \lambda_t - \lambda_{t-1} = e'.\left(\hat{L}_t^{-1}.C_t.Y_t\right) - e'.\left(\hat{L}_{t-1}^{-1}.C_{t-1}.Y_{t-1}\right) \quad (۷)$$

که در آن، e' بردار یکه سطری با ابعاد $(n\times1)$ است.

با تجزیه هر یک از عناصر با توجه به مطالب فوق، رابطه (۸) حاصل می‌شود:

$$\Delta\lambda = \lambda_t - \lambda_{t-1} = e'.\left(\hat{L}_t^{-1}.H_t.S_t.P_t.R_t.W_t\right) - e'.\left(\hat{L}_{t-1}^{-1}.H_{t-1}.S_{t-1}.P_{t-1}.R_{t-1}.W_{t-1}\right) \quad (۸)$$

با توجه به روش تحلیل تجزیه ساختاری، تغییرات بهره‌وری نیروی کار در بخش i را می‌توان به ۶ عامل مؤثر تجزیه کرد:

$$\Delta\lambda = e'.\left(\Delta\hat{L}^{-1}.H_{t-1}.S_{t-1}.X_{t-1}.R_{t-1}.W_{t-1}\right) \quad (۹)$$

$$+e'.\left(\hat{L}_t^{-1}.\Delta H.S_{t-1}.X_{t-1}.R_{t-1}.W_{t-1}\right) \quad (۱۰)$$

$$+e'.\left(\hat{L}_t^{-1}.H_t.\Delta S.X_{t-1}.R_{t-1}.W_{t-1}\right) \quad (۱۱)$$

$$+e'.\left(\hat{L}_t^{-1}.H_t.S_t.\Delta X.R_{t-1}.W_{t-1}\right) \quad (۱۲)$$

$$e'.\left(\hat{L}_t^{-1}.H_t.S_t.X_t.\Delta R.W_{t-1}\right) \quad (۱۳)$$

$$+e'.\left(\hat{L}_t^{-1}.H_t.S_t.X_t.R_t.\Delta W\right) \quad (۱۴)$$

رابطه (۹)، تغییرات بهره‌وری نیروی کار در اثر تغییر در تعداد نیروی کار بخش‌ها یا اشتغال بخش‌ها را اندازه‌گیری می‌کند. رابطه (۱۰)، تغییرات بهره‌وری نیروی کار در اثر تغییر سهم بخش‌ها در تولید یک واحد کالای نهایی است که تأثیر جایگزینی نهاده‌ها یا تغییرات در فناوری تولید را نشان می‌دهد. رابطه (۱۱)، تأثیر تغییرات بهره‌وری نیروی کار در اثر تغییر در پیوند پسین است که نشان دهنده تغییر در تقاضای کالاها و خدمات برای تولید یک واحد محصول نهایی می‌باشد. این عامل، در واقع تغییرات در میزان تحرک آفرینی کالاهای نهایی تولید شده در بخش‌های اقتصادی را مشخص می‌سازد. رابطه (۱۲)، تأثیر تغییرات در سهم بخش‌ها در صادرات و واردات یا تغییر در ساختار صادرات و واردات بر تغییرات بهره‌وری نیروی کار را نشان می‌دهد. رابطه (۱۳)، تغییرات بهره‌وری نیروی کار در اثر تغییرات در نسبت صادرات کل و واردات کل به تراز تجاری می‌باشد. رابطه (۱۴) هم تأثیر تغییرات در سطح تراز تجاری در تغییرات بهره‌وری نیروی کار را نشان می‌دهد.

خاطرنشان می‌شود، برای بررسی جهت حرکت متغیرها و میزان همبستگی آنها با یکدیگر، از ضریب همبستگی نرم‌افزار اکسل استفاده، و همبستگی دو متغیر X و Y، از رابطه $Corr(X.Y) = \frac{Cov(X.Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$ محاسبه می‌شود که $Cov(X,Y)$ کواریانس X و Y، σ_Y و σ_X هم، به ترتیب، انحراف معیار X و Y می‌باشند.

۲-۳. داده‌های تحقیق

جدول‌های بخش در بخش سال‌های ۱۳۹۰ (مرکز آمار ایران، سال‌های مختلف) و ۱۳۹۵ (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۴۰۱)، آخرین جدول‌های آماری با استفاده از جدول‌های ساخت و جذب کشور، مبنای محاسبات اولیه قرار گرفتند. با کسر واردات واسطه‌ای از جداول جذب سال‌های مورد مطالعه، این جداول داخلی شده‌اند. با فرض تکنولوژی بخش، جدول‌های متقارن داخلی سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، به ترتیب، در ابعاد ۱۱۰ و ۸۹ بخشی محاسبه شده‌اند. برای بالا بردن دقت محاسبات، از طریق معادل‌سازی جدول سال ۱۳۹۰ با حساب‌های ملی مرکز آمار ایران (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۹)، بزرگ‌ترین فصل مشترک بخش‌های اقتصادی برای تبدیل قیمت در نظر گرفته شده، برای این منظور، جدول سال ۱۳۹۰، ابتدا به جدول بخش در بخش ۷۱ بخشی تجمیع، و با استفاده از داده‌های حساب‌های ملی مرکز آمار ایران، شاخص ضمنی قیمت سال ۱۳۹۵، از نسبت ارزش تولیدات به قیمت جاری سال ۱۳۹۰ به ارزش تولیدات این سال به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵، محاسبه و جدول داده-ستانده ۷۱ بخشی سال ۱۳۹۰ با استفاده از روش تعدیل مضاعف، به قیمت سال ۱۳۹۵ تبدیل شده است.

برای داده‌های اشتغال، آمار سرشماری نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ به‌کار رفته است. به دلیل در دسترس بودن اشتغال سال ۱۳۹۰ در ۶۵ بخش و اشتغال سال ۱۳۹۵ در ۲۲ بخش، با همسان‌سازی عناوین بخش‌های جدول‌ها با عناوین اطلاعات اشتغال در دسترس، جدول سال ۱۳۹۰ به ۶۵ بخش و جدول سال ۱۳۹۵ در ۱۸ بخش تجمیع شده، و در پایان، به دلیل همسان بودن عناوین بخش‌های جداول تجمیع شده اخیر، جدول ۱۸ بخشی سال ۱۳۹۰ به قیمت سال ۱۳۹۵ و جدول ۱۸ بخشی سال ۱۳۹۵ مبنای محاسبات بعدی تحقیق قرار گرفته است.

۴. تحلیل نتایج تحقیق

جدول (۱)، ارزش تولیدات بخش‌های مختلف را نشان می‌دهد. بخش‌های صنعت، تجارت و تعمیرات و استخراج معادن، به ترتیب، بیشترین تولیدات را در سال ۱۳۹۰ داشته‌اند. در سال ۱۳۹۵ این رتبه‌ها، به ترتیب، در اختیار بخش‌های صنعت، کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری و فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات قرار داشت. بخش صنعت، به دلیل تجمیع زیاد آن در هر دو سال با فاصله زیاد نسبت به سایر بخش‌ها قرار گرفته بود. با این حال، بخش صنعت به دلیل رکودهای حاکم در این بخش، در سال ۱۳۹۵ در مقایسه با سال ۱۳۹۰، با کاهش ارزش تولیدات به قیمت ثابت روبرو بوده است. بخش کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیر، به دلیل وابستگی کمتر به اقتصاد جهانی، ضمن دو پله ارتقا در جایگاه خود در سال ۱۳۹۵، با افزایش ارزش تولید به قیمت ثابت روبرو شده است؛ اما بخش‌های تجارت و تعمیرات و استخراج معادن که شامل نفت خام و گاز طبیعی هم می‌شود، به دلیل تحریم‌ها و رشد کم اقتصاد، علاوه بر کاهش مقدار تولیدات آنها به قیمت ثابت، رتبه خود را به لحاظ ارزش تولیدات این بخش‌ها در بین دیگر بخش‌ها، ازدست داده‌اند و به ترتیب، به رتبه‌های چهارم و ششم سقوط کرده‌اند.

بیشترین افزایش تولید در اقتصاد کشور، به ترتیب، از آن اداره امور عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی، فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات و حمل و نقل بوده، و در مقابل، بخش‌های صنعت، استخراج معادن و تجارت و تعمیرات، به ترتیب، با بیشترین کاهش تولید مواجه شده‌اند.

جدول ۱: تولیدات بخش‌ها در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ (تریلیون ریال)

شماره بخش	عنوان رشته فعالیت‌ها	۱۳۹۰	۱۳۹۵	تغییرات
۱	کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری	۱۹۱۶/۹۵	۲۱۶۱/۵۵	۲۴۴/۵۹
۲	استخراج معادن	۲۲۱۶/۴۴	۱۸۹۳/۸۶	-۳۲۲/۵۸
۳	صنعت	۶۴۵۱/۷۳	۶۱۲۵/۱۸	-۳۲۶/۵۴
۴	برق و گاز	۵۶۷/۹۷	۴۸۶/۱۳	-۸۱/۸۴
۵	آب	۷۹/۴۴	۸۳/۹۷	۴/۵۳
۶	ساختمان	۱۷۲۹/۰۹	۱۹۶۹/۷۸	۲۴۰/۶۹
۷	تجارت و تعمیرات	۲۴۰۱/۸۹	۲۱۲۴/۹۲	-۲۷۶/۹۷
۸	حمل و نقل	۱۱۹۹/۴۰	۱۶۶۹/۳۸	۴۶۹/۹۷
۹	هتل و رستوران	۲۸۹/۵۹	۲۲۰/۰۹	-۶۹/۵۰
۱۰	اطلاعات و ارتباطات	۲۰۹/۰۹	۳۱۰/۴۵	۱۰۱/۳۶
۱۱	فعالیت‌های مالی و بیمه	۲۱۳/۵۱	۵۶۵/۳۸	۳۵۱/۸۷
۱۲	فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات	۱۴۵۱/۷۴	۲۱۵۴/۸۹	۷۰۳/۱۴
۱۳	فعالیت‌های حرفه‌ای، علمی، فنی و اداری	۲۶۷/۳۹	۳۱۲/۶۹	۴۵/۳۰
۱۴	اداره امور عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی	۸۴۵/۹۲	۱۶۱۹/۹۰	۷۷۳/۹۹
۱۵	آموزش	۵۴۱/۳۴	۶۴۸/۷۳	۱۹۷/۳۹
۱۶	فعالیت‌های مربوط به سلامت انسان و مددکاری اجتماعی	۶۶۲/۹۹	۷۵۶/۱۹	۹۳/۲۰
۱۷	هنر، سرگرمی و تفریح، مذهبی و سیاسی	۱۱۹/۹۲	۳۷/۱۹	-۸۲/۷۳
۱۸	سایر فعالیت‌های خدماتی	۹۱/۰۳	۱۲۱/۸۵	۳۰/۸۲
جمع		۲۱۲۵۵/۴۳	۲۳۲۶۲/۱۲	۲۰۰۶/۷۰

مأخذ: محاسبات انجام شده با توجه به جدول‌های داده-ستانده سال‌های مربوط

جدول ۲: اشتغال و بهره‌وری نیروی کار و تغییرات آنها

شماره بخش*	اشتغال (نفر)			بهره‌وری (میلیون ریال)		
	سال ۱۳۹۰	سال ۱۳۹۵	تغییرات	سال ۱۳۹۰	سال ۱۳۹۵	تغییرات
۱	۴۲۴۹۶۲۱	۴۰۶۰۵۰۶	-۱۸۹۱۱۵	۴۵۱/۰۹	۵۳۲/۳۳	۸۱/۲۵
۲	۱۶۹۹۶۶	۱۵۵۶۸۱	-۱۴۲۸۵	۱۳۰۴۰/۴۹	۱۲۱۶۵/۰۲	-۸۷۵/۴۷
۳	۳۲۳۶۸۵۵	۳۸۱۷۴۲۲	۵۸۰۵۶۷	۱۹۹۳/۲۱	۱۶۰۴/۵۳	-۳۸۸/۶۷
۴	۱۸۳۶۸۴	۱۵۸۲۸۴	-۲۵۴۰۰	۳۰۹۲/۱۲	۳۰۷۱/۲۸	-۲۰/۸۴
۵	۳۸۴۵۴	۱۰۰۲۹۷	۶۱۸۴۳	۲۰۶۰/۸۳	۸۳۷/۱۹	-۱۲۲۳/۶۳
۶	۲۶۰۰۱۴۸	۲۹۶۸۷۰۲	۳۶۸۵۵۴	۶۶۵/۰۰	۶۶۳/۵۱	-۱/۴۸
۷	۲۷۸۵۵۳۹	۳۵۱۹۹۷۶	۷۳۴۴۳۷	۸۶۲/۲۷	۶۰۳/۶۷	-۲۵۸/۶۰
۸	۱۸۴۹۵۰۲	۲۱۷۸۸۳۹	۳۲۹۳۳۷	۶۴۸/۵۰	۷۶۶/۱۸	۱۱۷/۶۸

شماره بخش*	اشتغال (نفر)			بهره‌وری (میلیون ریال)		
	سال ۱۳۹۰	سال ۱۳۹۵	تغییرات	سال ۱۳۹۰	سال ۱۳۹۵	تغییرات
۹	۲۲۵۷۰۳	۳۰۸۸۶۷	۸۳۱۶۴	۱۲۸۳/۰۶	۷۱۲/۵۷	-۵۷۰/۴۸
۱۰	۱۶۴۶۱۵	۲۳۴۶۱۹	۷۰۰۰۴	۱۲۷۰/۱۵	۱۳۲۳/۲۱	۵۳/۰۶
۱۱	۳۳۴۲۲۸	۳۱۹۱۷۳	-۱۵۰۵۵	۶۳۸/۸۰	۱۷۷۱/۳۸	۱۱۳۲/۵۷
۱۲	۱۰۸۴۱۴	۱۳۲۷۴۲	۲۴۳۲۸	۱۳۳۹۰/۷۲	۱۶۲۳۳/۶۵	۲۸۴۲/۹۳
۱۳	۴۳۲۰۶۵	۵۶۱۳۷۷	۱۲۹۳۱۲	۶۱۸/۸۷	۵۵۷/۰۱	-۶۱/۸۶
۱۴	۱۷۳۱۲۳۳	۱۴۱۸۰۸۳	-۳۱۳۱۵۰	۴۸۸/۶۲	۱۱۴۲/۳۲	۶۵۳/۷۰
۱۵	۱۲۵۹۳۴۲	۱۳۲۲۹۵۲	۶۳۶۱۰	۴۲۹/۸۶	۴۹۰/۳۶	۶۰/۵۰
۱۶	۵۷۸۵۹۰	۶۴۴۸۳۱	۶۶۲۴۱	۱۱۴۵/۸۷	۱۱۷۲/۶۹	۲۶/۸۲
۱۷	۱۷۶۶۳۵	۱۲۳۴۱۱	-۵۳۲۲۴	۶۷۸/۹۳	۳۰۱/۳۹	-۳۷۷/۵۴
۱۸	۳۵۰۲۴۱	۵۶۲۲۸۳	۲۱۲۰۴۲	۲۵۹/۹۲	۲۱۶/۷۱	-۴۳/۲۱
جمع/کل	۲۰۴۷۴۹۲۵	۲۲۵۸۸۰۴۵	۲۱۱۳۱۲۰	۱۰۳۸/۱۲	۱۰۲۹/۸۴	-۸/۲۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

به‌منظور اجتناب از اضافه شدن حجم مقاله، عناوین بخش‌ها به همراه شماره آنها در جدول (۲) آورده شده است، در بقیه جدول‌ها، در صورت نیاز می‌توان با تطبیق شماره با عنوان بخش، به اطلاعات مورد نیاز دست یافت.

جدول (۲)، اشتغال نیروی کار بخش‌های مختلف در سال‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بیشترین اشتغال کشور در سال ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، به ترتیب، از آنِ بخش‌های کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری، صنعت و تجارت و تعمیرات بوده است. با این حال، بخش کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری، با کاهش اشتغال و بخش‌های صنعت و تجارت و تعمیرات، با افزایش اشتغال روبرو بوده‌اند که در مجموع اشتغال ۵ بخش کاهش یافته است.

جدول (۲)، بهره‌وری نیروی کار بخش‌ها را نیز نشان می‌دهد که با استفاده از تعریف بهره‌وری کل اقتصاد محاسبه شده است. براساس محاسبات انجام شده، بهره‌وری نیروی کار کشور در سال ۱۳۹۰ به قیمت سال ۱۳۹۵، ۱۰۳۸/۱۲ میلیون ریال بوده، و در سال ۱۳۹۵ به ۱۰۲۹/۸۴ میلیون ریال رسیده است که در مجموع، ۸/۲۸ میلیون ریال کاهش نشان می‌دهد. برای بررسی علت این کاهش، براساس جدول (۱)، مجموع تولیدات کشور در این مدت ۲۰۰۶/۷۰ تریلیون ریال افزایش نشان می‌دهد که ۹/۴۴ درصد رشد یافته، در حالی که اشتغال کشور در این مدت با ۲۱۱۳۱۲۰ نفر افزایش، ۱۰/۳۲ درصد رشد داشته که رشد بیشتر اشتغال کشور در مقایسه با رشد تولید، سبب کاهش بهره‌وری نیروی کار به میزان ۸/۲۸ میلیون ریال شده است.

در سطح بخش‌ها، بخش‌های فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات، استخراج معادن، برق و گاز، آب و صنعت در سال ۱۳۹۰، به ترتیب، در رتبه‌های اول تا پنجم قرار داشتند. رتبه‌های اول تا پنجم این شاخص در سال ۱۳۹۵ از آنِ فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات، استخراج معادن،

برق و گاز، فعالیت‌های مالی و بیمه و صنعت بوده، که به استثنای بخش آب که رتبه آن به بخش فعالیت‌های مالی و بیمه تعلق گرفته است، بقیه بخش‌ها در رتبه‌های قبلی خود قرار داشتند. بخش آب به دلیل افزایش شدید در اشتغال این بخش، در مقایسه با افزایش اندک در تولیدات آن، با کاهش شدید بهره‌وری نیروی کار روبرو شده است. در مقابل، بخش فعالیت‌های مالی و بیمه به دلیل افزایش بیش از دو برابری تولیدات آن و کاهش اشتغال نیروی کار، بهره‌وری آن اندکی کمتر از سه برابر شده است.

نکته قابل تأمل، ماهیت تولیدات بخش‌های دارای بهره‌وری بالا است. به استثنای بخش صنعت، در بقیه این بخش‌ها، کالای واقعی تولید نمی‌شود و نیروی کار تقریباً نقش چندانی در ارزش تولیدات آنها ندارد. عمده تولیدات بخش فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات در واقع، ارزش اجاره ساختمان‌های مسکونی و غیرمسکونی، اعم از اجاره‌ای و غیراجاره‌ای است که نیروی کار تقریباً نقشی در ایجاد این خدمات در سال‌های مورد مطالعه ندارند. مشابه همین وضعیت در بخش استخراج معادن است که عمده تولیدات آن را نفت خام و گاز طبیعی استخراج شده تشکیل می‌دهد. ماهیت تولیدات بخش‌های برق و توزیع گاز، آب و بانک و بیمه هم وضعیت مشابهی دارند؛ اما بخش صنعت که عمدتاً کالاهای واقعی تولید می‌کند، در این مدت به‌رغم کاهش تولید، با افزایش اشتغال نسبتاً زیادی روبرو بوده است. همین امر سبب شد تا این بخش، با کاهش شدید بهره‌وری روبرو گردد. با این حال، به دلیل استفاده از سرمایه، بهره‌وری آن، فاصله قابل توجه با بهره‌وری دیگر بخش‌ها داشته و همچنان در رتبه پنجم باقی مانده است.

در مقابل، بخش‌های سایر فعالیت‌های خدماتی، آموزش و کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری، به ترتیب، کمترین بهره‌وری نیروی کار را در سال ۱۳۹۰ داشته‌اند. در سال ۱۳۹۵، این وضعیت در بخش‌های سایر فعالیت‌های خدماتی، هنر، سرگرمی و تفریح، مذهبی، سیاسی و آموزش وجود داشته است. بخش سایر فعالیت‌های خدماتی، کمترین بهره‌وری را در هر دو سال دارد. با این حال، به دلیل افزایش شدید تعداد شاغلان این بخش، بهره‌وری آن کاهش یافته است. افزایش بهره‌وری بخش کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری به دلیل افزایش تولید، از یک سو و کاهش نیروی کار آن، از سوی دیگر بوده است. بخش آموزش هم با توجه به تنوع فعالیت آن که شامل همه انواع آموزش است، اگر چه با افزایش تولید، اشتغال و افزایش اندک بهره‌وری همراه بوده است، همچنان بهره‌وری پایینی دارد. نکته قابل تامل در این بخش‌ها، آن است که اگر هزینه واسطه این تولیدات نادیده گرفته شود، تولید سرانه این بخش‌ها، هزینه زندگی خانواده شاغلان آنها را کفایت نمی‌کند.

جدول (۳)، صادرات تولیدات بخش‌های مختلف در سال‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بخش استخراج معادن شامل نفت خام و گاز طبیعی، بیشترین صادرات این سال را در بین دیگر بخش‌های تولیدی داشته است که با فاصله بسیار زیاد از دیگر بخش‌ها قرار دارد. پس از آن، بخش‌های صنعت و برق و توزیع گاز، به ترتیب، در رتبه‌های دوم و سوم قرار داشتند. در سال ۱۳۹۵، بخش‌های استخراج معادن و صنعت همچنان با فاصله، زیاد در رتبه‌های اول و دوم و صادرات بخش حمل و نقل در رتبه

سوم قرار گرفت. در این بین، بخش‌های صنعت، حمل و نقل و استخراج معادن، به ترتیب، بیشترین افزایش را در صادرات داشته‌اند.

جدول ۳: صادرات و واردات بخش‌های اقتصادی (تریلیون ریال)

شماره بخش	صادرات			واردات		
	سال ۱۳۹۰	سال ۱۳۹۵	تغییرات	سال ۱۳۹۰	سال ۱۳۹۵	تغییرات
۱	۹۸/۰۴	۱۱۱/۹۱	۱۳/۸۷	۱۷۲/۲۷	۲۴۰/۷۹	۶۸/۵۲
۲	۱۱۸۵/۴۲	۱۳۱۷/۱۶	۱۳۱/۷۴	۴/۷۵	۱۱/۲۲	۶/۴۷
۳	۵۵۹/۴۱	۹۰۷/۸۱	۳۴۸/۴۰	۱۶۱۹/۸۳	۱۹۹۷/۶۵	۳۷۷/۸۲
۴	۲۱۳/۷۰	۷۸/۷۸	-۱۳۴/۹۲	۱۲/۴۲	۲۳/۸۶	۱۱/۴۴
۵	۰/۲۷	۱/۰۸	۰/۸۱	۰/۴۶	۰/۵۱	۰/۰۵
۶	۱۹/۱۶	۲/۲۴	-۱۶/۹۲	۳/۸۰	۱/۴۶	-۲/۳۵
۷	۱۷۱/۲۶	۱۸۴/۳۸	۱۳/۱۲	۲/۴۳	۲۲/۹۶	۲۰/۵۴
۸	۱۴۶/۸۲	۲۸۴/۹۰	۱۳۸/۰۸	۱۴۶/۴۱	۱۵۳/۳۰	۶/۸۸
۹	۴۰/۷۰	۵۸/۶۳	۱۷/۹۳	۱۲۸/۵۸	۱۰۲/۸۹	-۲۵/۶۹
۱۰	۱/۰۹	۵/۰۶	۳/۹۶	۳/۱۱	۷/۳۹	۴/۲۹
۱۱	۱۶/۵۰	۶/۸۰	-۹/۷۱	۷/۸۷	۱۵/۲۲	۷/۳۶
۱۲	۰	۰	۰	۰	۰/۰۱	۰
۱۳	۲۳/۸۵	۲۳/۹۶	۰/۱۱	۱۸/۶۲	۲۶/۳۸	۷/۷۷
۱۴	۲/۴۰	۱۰/۲۶	۷/۸۶	۸/۱۴	۲۹/۵۲	۲۱/۳۷
۱۵	۴/۷۹	۳/۵۳	-۱/۲۶	۴۰/۶۸	۹/۹۳	-۳۰/۷۵
۱۶	۵/۸۵	۱/۵۰	-۴/۳۵	۱/۷۰	۸/۰۶	۶/۳۶
۱۷	۳/۳۸	۷/۱۳	۳/۷۴	۵/۲۲	۵/۷۹	۰/۵۷
۱۸	۰/۷۰	۳/۷۱	۳/۰۱	۴/۸۰	۵/۶۲	۰/۸۲
جمع	۲۴۹۳/۴	۳۰۰۸/۸	۵۱۵/۵	۲۱۸۱/۱	۲۶۶۲/۶	۴۸۱/۵
ضریب همبستگی	۰/۵۸	۰/۴۰	-	-۰/۵۸	-۰/۰۸	-

مأخذ: محاسبات تحقیق

واردات کالاها و خدمات هم در جدول (۳) نشان داده شده است. براساس محاسبات انجام شده، محصولات صنعتی، کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری و خدمات حمل و نقل، به ترتیب، بیشترین واردات سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ کشور را به خود اختصاص داده‌اند. در این بین، محصولات صنعتی، کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری و خدمات اداره امور عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی، به ترتیب، با بیشترین افزایش واردات روبرو بوده‌اند.

سطر آخر جدول (۳)، ضریب همبستگی بین صادرات و بهره‌وری نیروی کار را نشان می‌دهد. مقدار این ضریب در سال ۱۳۹۰، ۵۸/. و در سال ۱۳۹۵، ۴۰/. بوده است. به این ترتیب، بین بهره‌وری نیروی کار بخش‌ها و صادرات این سال‌ها، یک همسویی نسبی وجود داشته است. به عبارت دیگر، بخش‌هایی که صادرات بیشتری داشتند، از بهره‌وری نسبتاً بالاتری هم برخوردار بوده‌اند. به بیان دیگر،

بخش‌هایی که بهره‌وری بیشتری داشته‌اند، در بازارهای جهانی از توان صادراتی بیشتری برخوردار بوده‌اند. با این حال، کم شدن مقدار این ضریب، حاکی از تأثیر کمتر بهره‌وری در صادرات بخش‌ها و یا توجه کمتر به بهره‌وری بخش‌ها در صدور محصولات آنها می‌باشد. این نتیجه برخلاف نتایج مطالعه پورعبادالهان‌کویچ و همکاران (۱۳۸۹) در خصوص تمرکز کشورهای عضو اوپک در صدور گروه‌های کالایی دارای بهره‌وری کم می‌باشد که معمولاً با نظریه‌های تجارت خارجی همخوانی ندارد.

مشابه همین مطالب در خصوص واردات محصولات هم وجود دارد. منفی شدن، مقدار ضریب همبستگی بین بهره‌وری بخش‌ها با واردات محصولات تولید شده در این بخش‌ها، حاکی از عدم همسویی بین این دو شاخص است. به این ترتیب، بخش‌هایی که از بهره‌وری پایین‌تری داشته‌اند، محصولات تولید شده در آنها، با واردات بیشتری روبرو بوده‌اند. به بیان دیگر، بخش‌هایی که از بهره‌وری کمتری برخوردار بوده، محصولات آنها نسبتاً سهم بیشتری از واردات کشور را به خود اختصاص داده‌اند. با وجود آنکه این نتایج با نظریه‌های تجارت خارجی هم سازگار است، این حساسیت در سال ۱۳۹۵ در مقایسه با سال ۱۳۹۰، با کاهش زیادی روبرو شده است.

جدول (۴)، تغییرات بهره‌وری نیروی کار بخش‌ها به تفکیک اجزای تجارت خارجی و مجموع دیگر اجزای تقاضای نهایی را نشان می‌دهد. بیشترین سهم در تغییرات تراز تجاری، مربوط به استخراج معادن شامل صادرات نفت خام و گاز طبیعی است. پس از آن با فاصله بسیار زیاد، برق و توزیع گاز قرار دارد. مثبت بودن تراز تجاری با توجه به همسویی صادرات با بهره‌وری نیروی کار که در بالا اشاره شده است، موجب گردید تا افزایش حجم تراز بازرگانی، سبب افزایش بهره‌وری نیروی کار به میزان ۶۸۳/۵ میلیون ریال در کشور شود. این نتایج که در اکثر مطالعات قبلی نیز تأیید شده است، با نظریه‌های تجارت خارجی هم سازگار می‌باشد.

تغییرات در نسبت صادرات و واردات به تراز تجاری که به حجم آنها اشاره دارد، دیگر عامل مورد بررسی در این تحقیق است. براساس نتایج حاصل، افزایش در نسبت صادرات و واردات به تراز تجاری در دوره مورد مطالعه، سبب افزایش بهره‌وری نیروی کار در بخش‌های مختلف اقتصاد شده است. این امر به دلیل همسویی صادرات بخش‌ها با بهره‌وری آنها به همراه عدم همسویی واردات محصولات تولید شده در بخش‌ها با بهره‌وری بخش‌ها، با توجه به مثبت بودن تراز تجاری در این سال‌ها می‌باشد. در این بین، این عامل سبب ۵۴۱/۴ میلیون ریال افزایش در بهره‌وری نیروی کار در بخش استخراج معادن در این مدت شده است که بیشترین مقدار در مقایسه با افزایش بهره‌وری در دیگر بخش‌های تولیدی می‌باشد.

در مقابل، با توجه به رابطه معکوس بهره‌وری بخش‌ها با واردات محصولات آنها، به دلیل کمتر بودن افزایش در صادرات بیشتر بخش‌ها در مقایسه با افزایش در واردات آنها، اکثر بخش‌ها از بابت این عامل با کاهش بهره‌وری روبرو بوده‌اند؛ به طوری که در مجموع، این عامل سبب ۴۵۶/۳ میلیون ریال افزایش بهره‌وری نیروی کار شده، که از افزایش بهره‌وری در بخش استخراج معادن به مراتب کمتر است.

جدول ۴: تغییرات بهره‌وری نیروی کار به تفکیک عوامل مؤثر مختلف داخلی (میلیون ریال)

شماره بخش	تغییرات در تراز تجاری	تغییرات در نسبت صادرات و واردات به تراز تجاری	تغییرات در ساختار صادرات و واردات	تغییرات تحرک آفرینی کالاهای نهایی	تغییرات فناوری تولید	تغییرات اشتغال	کل عوامل	سایر اجزای تقاضای نهایی
۱	-۵/۹	-۵/۶	-۳/۱	-۰/۲	۲۱/۰	-۳/۰	۳/۲	۷۸/۰
۲	۷۵۰/۵	۵۴۱/۴	-۵۲۸/۱	۴۴۷/۵	۱۹۶/۰	۵۲۳/۷	۱۹۳۱/۱	-۲۸۰۶//
۳	-۴۱/۹	-۳۹/۳	۷۱/۷	۱۳/۳	-۲۹/۳	۷۱/۹	۴۶/۳	-۴۳۴/۹
۴	۹/۴	-۱/۵	-۱۰۲۹/۰	-۱۰۴/۴	۷۳/۳	۱۵۸/۷	-۸۹۳/۵	۸۷۲/۶
۵	-۲/۹	-۳/۲	۶/۷	-۰/۵	-۲/۴	۴۳/۷	۴۱/۴	-۱۲۶۵/۰
۶	۰/۰	۰/۰	-۵/۳	۰/۸	-۰/۲	-۰/۶	-۵/۳	۳/۸
۷	۱/۵	۰/۳	-۴/۹	۳/۰	۰/۷	-۳/۸	-۳/۳	-۲۵۵/۳
۸	۳/۴	۰/۸	۵۷/۴	۲/۲	-۱۴/۱	۲/۷	۵۲/۴	۶۵/۳
۹	-۱۳/۶	-۱۳/۸	۱۶۶/۶	-۶۴/۱	۸۱/۵	۱۰۸/۸	۲۶۵/۵	-۸۳۶/۰
۱۰	-۱/۸	-۲/۴	-۱/۷	۱/۷	۳/۲	۷/۵	۶/۴	۴۶/۷
۱۱	-۹/۱	-۱۰/۵	-۵۶/۱	۶/۶	-۳۰/۲	۰/۳	-۹۹/۱	۱۲۳/۷
۱۲	-۱/۲	-۳/۸	۷/۳	-۱/۱	۲/۳	۳/۶	۷/۰	۲۸۳۵/۹
۱۳	-۱/۸	-۲/۵	-۱۶/۲	۰/۲	-۱۵/۵	-۵/۳	-۴۱/۱	-۲۰/۷
۱۴	-۱/۴	-۱/۳	-۷/۲	۰/۰	-۰/۱	-۰/۸	-۱۰/۸	۶۶۴/۵
۱۵	-۰/۵	-۰/۵	۲۳/۲	-۲/۲	۳/۱	۱/۴	۲۴/۴	۳۶/۱
۱۶	-۱/۳	-۱/۱	-۱۵/۴	۰/۹	-۰/۹	-۰/۶	-۱۸/۴	۲,۴۵
۱۷	۰/۹	۰/۰	۱۶/۱	-۱/۳	۱۸/۶	-۷/۷	۲۶/۶	-۴۰۴/۲
۱۸	-۰/۶	-۰/۷	۳/۹	-۱/۵	۰/۸	۴/۷	۶/۷	-۴۹/۹
جمع	۶۸۳/۵	۴۵۶/۳	-۱۳۱۴/۰	۳۰۰/۸	۳۰۷/۶	۹۰۵/۲	۱۳۳۹/۵	-۲۹۲/۸
رابطه	(۱۴)	(۱۳)	(۱۲)	(۱۱)	(۱۰)	(۹)	(۸)	-

مأخذ: محاسبات تحقیق

تغییرات در ساختار صادرات و واردات، یکی دیگر از عوامل بررسی شده در این تحقیق است. همان‌طوری که اشاره شده، محصولات صادراتی نسبتاً مربوط به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر بوده و در مقابل، کالاهای وارداتی هم تولیدات بخش‌هایی است که بهره‌وری نسبتاً کمتری داشته‌اند، که در این قسمت، مجموع این دو دسته از کالاها مورد توجه قرار گرفته، با این حال، همان‌طوری که اشاره شده، هم درخصوص صادرات و هم درخصوص واردات، این حساسیت در سال ۱۳۹۵ در مقایسه با سال ۱۳۹۰ کمتر بوده، و با توجه به این کاهش حساسیت، مجموع تأثیر آن بر تغییرات بهره‌وری، که ۱۳۱۴ میلیون ریال ثبت شده که تأثیر کاهنده داشته است.

در این راستا، این تغییرات، به ترتیب، سبب بیشترین کاهش در بهره‌وری بخش‌های برق و گاز، استخراج معادن و فعالیت‌های مالی و بیمه شده، با این حال، این عامل در بخش‌های هتل و رستوران، صنعت و حمل و نقل، به ترتیب، بیشترین افزایش در بهره‌وری را ایجاد کرده است.

سایر عوامل شامل تغییرات در تحرک آفرینی تولید کالاهای نهایی، تغییرات در فناوری تولید و تغییرات در میزان اشتغال بخش‌ها، سبب افزایش در بهره‌وری شده، و در این بین، بخش استخراج معادن در همه این عوامل، بیشترین افزایش را در بهره‌وری نیروی کار داشته است. در مجموع، همه عوامل هم، بخش‌های استخراج معادن، هتل و رستوران و حمل و نقل، به ترتیب، بیشترین افزایش در بهره‌وری نیروی کار را داشته، در مقابل، بخش‌های صنعت، فعالیت‌های مالی و بیمه و فعالیت‌های حرفه‌ای، علمی، فنی و اداری، به ترتیب، با بیشترین کاهش در بهره‌وری حاصل از تجارت روبرو شده‌اند.

تأثیر مجموع تغییرات در سایر اجزای تقاضای نهایی بر بهره‌وری، از تفاضل تغییرات در کل عوامل تجارت از کل تغییرات در بهره‌وری نیروی کار محاسبه شده (جدول ۲)، و از آنجایی که این عامل شامل مجموعه‌ای از عوامل بوده، تأثیر آنها در بهره‌وری، در مقایسه با تأثیر تجارت بسیار بیشتر است. در این بین، بخش‌های فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات، فعالیت‌های مالی و بیمه و برق و گاز، به ترتیب، با بیشترین افزایش در بهره‌وری نیروی کار روبرو بوده و در مقابل، بخش‌های استخراج معادن، آب و هتل و رستوران هم، به ترتیب، با بیشترین کاهش در بهره‌وری نیروی کار روبرو شده، که در مجموع، این عوامل سبب کاهش در بهره‌وری نیروی کار بوده‌اند.

۵. نتیجه‌گیری

این مطالعه، با استفاده از روش داده-ستانده، به بررسی تأثیر تجارت بر بهره‌وری نیروی کار پرداخته است. برای این منظور، جدول‌های داده-ستانده سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ کشور، به همراه نتایج سرشماری نفوس و مسکن این سال‌ها، به عنوان منابع آماری مورد استفاده قرار گرفته‌اند. یکی از نتایج حاصل از مطالعه و مقایسه جدول‌ها و اطلاعات جمع‌آوری شده، کاهش ارزش تولیدات به قیمت ثابت و اشتغال بعضی از بخش‌های تولیدی کشور در سال ۱۳۹۵ در مقایسه با سال ۱۳۹۰ است.

از نتایج دیگر این تحقیق، کاهش اشتغال به همراه افزایش تولید در تعدادی از بخش‌ها نظیر کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری، فعالیت‌های مالی و بیمه و اداره امور عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی، سبب افزایش بهره‌وری در آنها شده و در مقابل، افزایش اشتغال به همراه کاهش تولید در بخش‌های صنعت، تجارت و تعمیرات و هتل و رستوران، سبب کاهش بهره‌وری نیروی کار بوده است. با این حال، در بعضی از بخش‌ها، نظیر ساختمان، فعالیت‌های حرفه‌ای، علمی، فنی و اداری و سایر فعالیت‌های خدماتی به‌رغم افزایش تولید و رشد بیشتر اشتغال، سبب کاهش بهره‌وری نیروی کار در آنها شده، و نکته قابل توجه دیگر، ماهیت تولید بخش‌های حائز رتبه‌های اول تا چهارم بهره‌وری در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵ است که هیچیک از آنها، به تولید کالاهای واقعی اشتغال نداشته‌اند.

هم صادرات و هم واردات سال ۱۳۹۵ در مقایسه با سال ۱۳۹۰، افزایش نشان می‌دهد و تراز تجاری در هر دو سال مثبت بوده، علاوه‌براین، ارزش صادرات کشور در مقایسه با ارزش واردات آن، افزایش بیشتری نشان داده و درنتیجه، تراز تجاری کشور هم افزایش یافته است. بخش‌های استخراج معادن و صنعت، به ترتیب، بیشترین حجم صادرات و محصولات بخش‌های صنعت و کشاورزی،

جنگلداری و ماهیگیری هم، به ترتیب، بیشترین واردات کشور را در سال‌های مورد مطالعه داشته‌اند. نکته آخر هم اینکه صادرات کشور عمدتاً در محصولات بخش‌هایی بوده است که نسبتاً بهره‌وری بیشتری داشته‌اند و واردات کشور هم نسبتاً در محصولات بخش‌هایی صورت پذیرفته است که بهره‌وری کمتری داشته‌اند. با این حال، این حساسیت در سال ۱۳۹۵ در مقایسه با سال ۱۳۹۰ کمتر شده است.

در مجموع تغییرات در تراز تجاری، نسبت صادرات و واردات به تراز تجاری، سطح تحرک آفرینی تولید کالاهای نهایی، و ساختار تولید و اشتغال، تأثیر مثبتی بر بهره‌وری نیروی کار در فاصله سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ داشته‌اند. در این بین، کم شدن حساسیت به صدور بیشتر محصولات با بهره‌وری بالاتر و واردات کالاها با بهره‌وری پایین‌تر، سبب شده که این عامل، تأثیر منفی بر بهره‌وری نیروی کار داشته باشد. با این حال، مجموعه عوامل تجارت خارجی، سبب افزایش بهره‌وری نیروی کار در کشور بوده و در مقابل، مجموعه عوامل مربوط به سایر اجزای تقاضای نهایی، سبب کاهش بهره‌وری نیروی کار در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ شده است.

در سطح بخش‌های تولیدی، بخش استخراج معادن با توجه به حجم بالای صادرات آن، در همه عوامل ناشی از تجارت، بیشترین اثر را بر بهره‌وری نیروی کار داشته، و این تأثیر در حدی بوده که مجموع تأثیرات بقیه بخش‌ها در اکثر عوامل، کمتر از استخراج معادن تأثیر داشته، و این جایگاه بالا در سایر اجزای تقاضای نهایی، از آنِ بخش فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات بوده که عمده خدمات آن غیرتجاری است و نقشی در تجارت خارجی ندارد. در سایر اجزای تقاضای نهایی هم، استخراج معادن به‌رغم عدم مصرف نهایی داخلی، به دلیل اهمیت بالای آن در دیگر عوامل، نظیر تغییرات تحرک آفرینی تولید کالاهای نهایی، تغییرات فناوری تولید و تغییرات در اشتغال، بیشترین تأثیر را بعد از فعالیت بنگاه‌های املاک و خدمات مستغلات داشته است.

اعلام عدم تعارض

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ نوع تعارض منافعی وجود ندارد.

References

Baker, N. B., Boustany, M. S., Khater, M., & Haddad, H. (2020). "Measuring the Indirect Effect of the Internet on the Relationship Between Human Capital and Labor Productivity". International Review of Applied Economics, 34(6): 821-838.

Castellanos-Sosa, F. A. (2020). "Labor Productivity Convergence in Mexico". International Journal of Political Economy, 49(3): 243-260.

Central Bank of Islamic Republic of Iran. (2022). "The Input-Output Table of Iran's Economy for the Year 2016." https://www.cbi.ir/simplelist/2861.aspx (in Farsi).Constantinescu, C., Matto, A., & Ruta, M. (2019). "Does Vertical Specialisation Increase Productivity?". The World Economy, 42(8): 2385-2402.

Dietzenbacher, E., Hoen, A.R., & Los, B. (2000). "Labor Productivity in Western Europe 1975-1985: An Intercountry, Interindustry Analysis". Journal of Regional Science, 40(3): 425-452.

Emery, R.F. (1967). "The Relation of Exports and Economic Growth". Kyklos, 20(4): 470-486.

Falvey, R., Greenaway, D., Yu, Z., & Gullstrand, J. (2004). "Exports, Restructuring and Industry Productivity Growth". Leverhulme Centre for Research on Globalization and Economic Policy, University of Nottingham Working Paper, No. 40.

Farjadi, G., & Laali, M. M. (1997). "The Effect of the Import of Capital and Intermediate Goods on the Economic Growth of Iran (1961-1994)". Iranian Journal of Trade Studies Quarterly, 1(4): 1-28 (in Farsi).

Gholizadeh, H., Nasabian S., Moghaddasi, R., & Amini, A. (2017). "Assessing Changes in Productivity of Total Agricultural Production Factors in Iran, Application of Productivity Indicators". Quarterly Journal of Economic Strategy, 6(22): 73-103 (in Farsi).

Giudice, M. D., Scuotto, V., Ballestra, L. V., & Pironti, M. (2022). "Humanoid Robot Adoption and Labour Productivity: A Perspective on Ambidextrous Product Innovation Routines". International Journal of Human Resource Management, 33(6): 1098-1124.

Goksel, T., & Ozturkler, H. (2021). "The Relationship between Labor Productivity and Number of Operating Firms". Journal of International Trade & Economic Development, 30(6): 818-828.

Gu, W., & Rennison, L. W. (2005). "The Effect of Trade on Productivity Growth and the Demand for Skilled Workers in Canada". Economic System Research, 17(3): 279-296.

Hakimipour, N., Avazalipour, M.-S., & Ghaemi, Z. (2012). "Evaluating Productivity Changes of Entire Production Factors for Large Industries in the Provinces of Iran, Using Malmquist Productivity Index". Public Management Research, 5(15): 135-161 (in Farsi).

Islam, M. N. (1998). "Export Expansion and Economic Growth: Testing for Cointegration and Causality". Applied Economics, 30(3): 415-425.

Jacob, J. (2003). "Structural Change, Liberalization and Growth: The Indonesian Experience in an Input-Output Perspective". ECIS, Eindhoven University of Technology, The Netherlands. URL:
http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.564.4590&rep=rep1&type=pdf

Jahangard, E. (2002). "Analysis of Production Productivity Caused by the Change of Intermediary Technology and the Primary Factors of Iran's Economic Activities". Planning and Budgeting, 64: 39-59 (in Farsi).

Jahangard, E., Ghazal, R., & Ayoughi, E. (2014). "The Sources of Labor Productivity Growth in Norway, South Korean and Iran: A Structural Decomposition Analysis". Iranian Economic Review, 18(2): 25-45.

Jahangard, E., Sherkat, A., & Kakaie, J. (2018). "Decomposition of Labor Productivity Changes during 2006-2011: The Case of Tehran and Rest of Country". Journal of Iranian Economic Development Analyses, 6(1): 27-48 (in Farsi).

Jahangard, E., Taee, H., & Naderi M. (2012). "Analysis of Total Factor Productivity in Iran: An Intersectoral Linkage Approach". Iranian Journal of Trade Studies Quarterly, 63: 51-85 (in Farsi).

Mahmoud-Zadeh M., & Asadi F. (2008). "The Effects of Information and Communication Technology (ICT) on the Labor Productivity Growth in Iran". Iranian Journal of Trade Studies Quarterly, 43: 153-184 (in Farsi).

Mehr Ara, M., & Mohseni, R. (2004). "The Effects of Foreign Trade on Productivity: The Case of Iran". Journal of Economic Research (Tahghighat-e-Eghtesadi), 39(3): 57-89.

Melitz, M. J. (2003). "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity". Econometrica, 71(6): 1695-1725.

Naderi, M. (2009). Identifying Productivity Driving Sectors and Factors Affecting Them in Iran's Economy. Master Thesis in Economics Faculty of Allameh Tabatabaei University.

Pourebadollahan Covich, M., Mehin Aslaninia N., & Mohseni Zonuzi F.S. (2010). "Trade Specialization and Export Productivity in OPEC: An Emphasis on Iran's Position". Beyond Management, 4(14): 157-182 (in Farsi).

Rezaei, J., Tavakoli, M., & Ghazanfari, S.H. (2009). "Evaluation of Total Factor Productivity Changes in Commerce Sector Using Linear Programming". Iranian Journal of Trade Studies Quarterly, 13(49): 1-30 (in Farsi).

Roth, F. (2020). "Revisiting Intangible Capital and Labour Productivity Growth, 2000-2015: Accounting for the Crisis and Economic Recovery in the EU". Journal of Intellectual Capital, 21(5): 671-690.

Shahabinejad, V., Zare Mahrjerdi. M.R., & Yaghoubi, M. (2013). "Total Factor Productivity Growth, Technical Change and Technical Efficiency Change in Asian Economies: Decomposition Analysis". Iranian Journal of Economic Studies, 2(7): 47-69.

Shojaei, S.S., Jamali, G., & Manteghi, N. (2016). "Identifying Factors Affecting The Productivity of Human Resource". Human Resource Management Researches, 8(2): 161-181 (in Farsi).

Statistical Center of Iran. Input-output tables for the year 2011.

Statistical Center of Iran. National Accounts for the year 2011.

Statistical Center of Iran. The results of the population and housing census of 2011 & 2016.

Teitel, S., & Thoumi, F.E. (1986). "From Import Substitution to Exports: The Manufacturing Exports Experience of Argentina and Brazil". Economic Development and Cultural Change, 34(3): 455-490.

Yang, L., & Lahr, M.L. (2008). "Labor Productivity Differences in China 1987-1997: An Interregional Decomposition Analysis". The Review of Regional Studies, 38(3): 319-341.

Yang, L., & Lahr, M.L. (2010). "Sources of Chinese Labor Productivity Growth: A Structural Decomposition Analysis, 1987-2005". China Economic Review, 21(4): 557-570.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.24, No.1, Spring 2024, P: 247-269

The Effects of Foreign Trade on Changes in Labor Force Productivity in Iran: An Input-Output Analysis

Mohsen Latifi [1]
Nooraddin Sharify [2]

Received: 2023-2-24 Accepted: 2023-4-18

Introduction:
International trade is usually associated with competition. During this competition, successful producers have lower production costs. Reducing the cost of production requires the use of different ways. One of these ways is the better use of primary production factors such as labor force. Thus, this paper attempts to investigate the effect of changes in foreign trade along with other effective factors on changes in labor force usage in Iran.

Methodology:
There are several methods to study the quality of labor force usage. The labor force productivity is considered as a criterion that is used in many researches. To this end, this study investigates the effects of foreign trade on labor force productivity changes in different production sectors. The data required for this research are provided from the input-output tables of 2011 and 2016, the national accounts and the results of the population and housing census for the years 2011 and 2016. For this purpose, first, symmetric tables of the sample years have been made with the assumption of sector technology, using consumption and supply tables of these years. Then, in order to calculate productivity and compare them in the sample years, the dimensions of the created tables have been standardized. Finally, using the Structural Decomposition Analysis (SDA) approach, the effects of changes in trade balance, along with export and import ratio to trade balance, export and import structure, self-sufficiency, production technology and employment on changes in labor force productivity are determined.
At the sectoral level, the value of the production of the industrial sector in 2016 compared to the corresponding value in 2011 (at the price of 2016) has decreased due to the recession prevailing in this sector. The value of products at fixed prices in trade and repair and mining sectors, including crude oil and natural gas, has decreased due to reasons such as sanctions and low economic growth in these periods. In contrast, the value of production shows an increase at a fixed price in the public affairs, defense and social security /real estate and real estate services/transportation and agriculture sectors.

Results and Discussion:
The total value of production in 2016 compared to 2011 has increased nearly 2006.70 million Rials at the price of 2016. The number of employed people in the

1. Master of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, Email: latifi.mohsen@yahoo.com
2. Associate Professor of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran, (Corresponding Author), Email: nsharify@umz.ac.ir

country has increased by 2,113,120 people during this period. Because of these changes, the productivity of the country's labor force has reached from 1038.12 million Rials in 2011 (at the price of 2016) to 1029.84 million Rials in 2016, which shows a decrease of 8.28 million Rials.

At the sectoral level, the value of the production of the industry sector in 2016 compared to the corresponding value in 2011 (at the price of 2016) has decreased due to the recession prevailing in this sector. The value of products at fixed prices in trade and repair/ and mining sectors, including crude oil and natural gas, has decreased in these years due to reasons such as sanctions and low economic growth. In contrast, the value of production shows an increase at a fixed price in the public affairs, defense and social security/real estate and real estate services/, transportation/ and agricultural sectors. In view of employment, the agricultural sector has faced a decrease in employment during the study period. In contrast, the industrial/, and trade and repair/ sectors have faced an increase in employment. Because of these changes, the industry/, trade and repair/ sectors have faced a decrease in labor productivity. Whereas the agriculture sector/, transportation/, public affairs administration, defense and social security/ and the activities of real estate and real estate service companies/ have faced an increase in labor productivity.

From the point of view of foreign trade, the industry sector has seen the largest increase in exports, while the electricity sector has faced the largest decrease in exports. In terms of imports, the industry sector has experienced the largest increase, while the education sector has experienced the largest decrease. The correlation coefficient between the exports of the sectors and the productivity of their labor force has been positive. While the correlation coefficient of the different sectors with the productivity of their labor force has been negative. However, the value of these correlation coefficients shows a decrease in 2016 compared to 2011.

Conclusion:

The results of research show that foreign trade has improved labor productivity in the country. In addition, the exports of sectors have relatively similar relationship with the productivity of their labor force, in contrast, the import of goods has an inverse relationship with the productivity of their producing sectors. However, this issue has received less attention in 2016 compared to 2011, which has led to changes in the structure of exports and imports to reduce labor force productivity.

Keywords:
Labor Productivity, Input-Output Analysis, Structural Decomposition Analysis, Foreign Trade
JEL Classification: C67, D57, J24

Quarterly Journal of
The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Tarbiat Modares University

The Economic Research Center (ERC)
Vol. 23, No. 4, Winter, 2023

Contents Page

■ Investigating the Impact of Economic Complexity and Renewable Energy Consumption on Environmental Pollution in Developing Countries
Najme Mohammadi (Ph.D.), Bahram Sahabhi (Ph.D.), Hassan Heydari (Ph.D.) and Hossein Sadeghi Seghdel (Ph.D.) ……..*1*

■ Institutional Restrictions and Their Impact on the Export of Environmental Goods
Behnam Nemati (Ph.D.), Farzad Karimi (Ph.D.) and Saeid Daei Karimzade (Ph.D.) ……*25*

■ The Effect of Oil Price Shocks on Labor Market Components
Mir Hossein Mousavi (Ph.D.), Mousa Khoshkalam Khosroshahi (Ph.D.) and Samira Torkashvand (M.A.) .) ……. *49*

■ The Role of Trade Partner Diversification in the Effectiveness of International Economic Fluctuations in Iran's Economy
Jafar Mokhtari Shirehjini (Ph.D.), Ebrahim Hadian (Ph.D.), Ali Hossein Samadi (Ph.D.) and Ahmad Sadraei Jawaheri (Ph.D……*71*

■ Explaining the Non-Linear Relationship between Money Creation and the Rule of Law with a Threshold Approach (PSTR)
Abbas Motaharinejad (Ph.D.) and Zahra Nasrallahi (Ph.D.) ……. *109*

■ Evaluation of the Turbulence Spillover Caused by the Covid-19 Epidemic on the Stock Returns of Iran, China and a few Selected Countries
Nooshin Bagheri Zamani (Ph.D.), Hooshang Shajari (Ph.D.), Morteza Sameti (Ph.D.) and Zahra Zamani (Ph.D.)…… *133*

■ Investigation of the Effects of Public Health Expenditures on Macroeconomic Variables 1under Pandemic Disease Conditions: an Application of the New Keynesian Model
Ali keshavarzi (Ph.D.), Hamidreza Horry (Ph.D.) and Shokooh Mahmoodi (Ph.D.) ……*155*

■ Capacity Measurement of Capital Formation in Isfahan Province Based on Interregional Dynamic Input-Output Model
Maryam Amini (Ph.D.), Nematolla Akbari (Ph.D.), Rozita Moayedfar (Ph.D.) and Fatemeh Bazazan (Ph.D.)…… 189

■ Targeting in Conditions of Imperfect Information and Budget Constraint: A Case Study of Rural Households in Iran
Bagher Darvishi (Ph.D……215

■ The Effects of Foreign Trade on Changes in Labor Force Productivity in Iran: An Input-Output Analysis
Mohsen Latifi (M.A.) and Nooraddin Sharify (Ph.D.) ……*247*

In the name of Allah

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Publisher:	**The Economic Research Institute (ER[) Tarbiat Modares University.**
Executive Manager:	Dr. Parastoo Mohammadi, Assistant Professor of Economics
Editor in Chief:	Dr. Majid Sameti, Professor of Economics

Dr. Majid Ahmadian, Professor of Economics
Dr. Hossein Asgharpour, Professor of Economics
Dr. Abbas Assari Arani, Associate Professor of Economics
Dr. Yadoallah Dadgar, Professor of Economics
Dr. Morteza Ezzati, Associate Professor of Economics
Dr. Mostafa Emadzadeh, Professor of Economics
Dr. Abdolmajid Jalaiee, Professor of Economics
Dr. Saeid Rasekhi, Professor of Economics
Dr. Srdjan Redzepagic, Professor of Economics
Dr. Hossein Sadeghi, Associate Professor of Economics
Dr. Mostafa Salimifar, Professor of Economics
Dr. Majid Sameti, Professor of Economics
Dr. Mansour Zaranejad, Professor of Economics
Dr. Kazem Yavari, Professor of Economics

Assistant Editors:	Dr Ali Mohammad Ahmadi Dr. Lotfali Agheli Dr. Morteza Ezzati Dr. Amir Hossein Mozayani
Editorial Staff Secretary:	Mohammad Nowrouzi
English Editor:	Dr. Lotfali Agheli
Persian Editor:	Seyed Mohammad Hasan Mostafavi
Journal Expert:	Maryam Talebi
Type & layout:	Marzieh Arghavani & Maryam Talebi
Address:	The Economic Research Institute, Tarbiat Modares University P.O. Code : 1411713116, Tehran, Iran Tel: + 98 21 82883907, Fax: +98 21 82883923
E-mail: **Website:**	Jerc@modares.ac.ir http://ecor.modares.ac.ir

The Economic Research Center
Tarbiat Modarres university

Tarbiat Modares University

pISSN: 1735-6768
eISSN: 2980-7832

Iranian e-commerce scientific association

Quarterly Journal Of
The Economic Research
(Sustainable Growth and Development)
Vol.23, No.4, Winter, 2023

Investigating the Impact of Economic Complexity and Renewable Energy Consumption on Environmental Pollution in Developing Countries
N.Mohammadi (Ph.D.), B.Sahabhi (Ph.D.), H.Heydari (Ph.D.) and H. Sadeghi Seghdel (Ph.D.)...1-24

Institutional Restrictions and Their Impact on the Export of Environmental Goods
B. Nemati (Ph.D.), F. Karimi (Ph.D.) and S. Daei Karimzade (Ph.D.)…..25-47

The Effect of Oil Price Shocks on Labor Market Components
M.H. Mousavi (Ph.D.), M. Khoshkalam Khosroshahi (Ph.D.) and S. Torkashvand (M.A.)… 49-70

The Role of Trade Partner Diversification in the Effectiveness of International Economic Fluctuations in Iran's Economy
J. Mokhtari Shirehjini (Ph.D.), E. Hadian (Ph.D.), A.H. Samadi (Ph.D.) and A. Sadraei Jawaheri (Ph.D.)… 71-107

Explaining the Non-Linear Relationship between Money Creation and the Rule of Law with a Threshold Approach (PSTR)
A.Motaharinejad (Ph.D.) and Z. Nasrallahi (Ph.D.)…….…….....……..….... 109-132

Evaluation of the Turbulence Spillover Caused by the Covid-19 Epidemic on the Stock Returns of Iran, China and a few Selected Countries
N. Bagheri Zamani (Ph.D.), H. Shajari (Ph.D.), M. Sameti (Ph.D.) and Z. Zamani (Ph.D.). 133-154

Investigation of the Effects of Public Health Expenditures on Macroeconomic Variables under Pandemic Disease Conditions: an Application of the New Keynesian Model
A. keshavarzi (Ph.D.), H. Horry (Ph.D.) and Sh. Mahmoodi (Ph.D.) …..... 155-187

Capacity Measurement of Capital Formation in Isfahan Province Based on Interregional Dynamic Input-Output Model
M. Amini (Ph.D.), N. Akbari (Ph.D.), R. Moayedfar (Ph.D.) and F. Bazazan (Ph.D.)… 189-214

Targeting in Conditions of Imperfect Information and Budget Constraint: A Case Study of Rural Households in Iran
B.Darvishi (Ph.D.)…….....…..……..……... 215-246

The Effects of Foreign Trade on Changes in Labor Force Productivity in Iran: An Input-Output Analysis
M. Latifi (M.A.) and N. Sharify (Ph.D.) …….....……247-269