پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه تربیت مدرس

فصلنامه علمی

پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)

سال بیست و سوم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۴۰۲

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

بررسی تأثیر شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی بر کیفیت محیط‌زیست
بختیار جواهری، حمیرا شاه‌ویسی و سمیرا محمدی ۱-۲۵

تحلیل و بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط زیست در ایران: کاربرد روش TVP-VAR
سامان قادری، رامین امانی و مهاباد امینی ۲۷-۶۵

نقش صندوق های سرمایه گذاری در رشد اقتصادی ایران
مصطفی کرمی اردالی، حسین مرزبان، علی حسین صمدی و امین ناظمی ۶۷-۹۰

بررسی تأثیر اعمال مالیات بر خدمات مالی بر رشد اقتصادی در ایران
امیر جباری، نرگس مرادخانی و شیوا حبیب زاده ۹۱-۱۱۸

بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز بر گردشگری در ایران: شواهدی از رویکرد NARDL
بهنام الیاس‌پور و نرگس سنجری کنارصندل ۱۱۹-۱۴۴

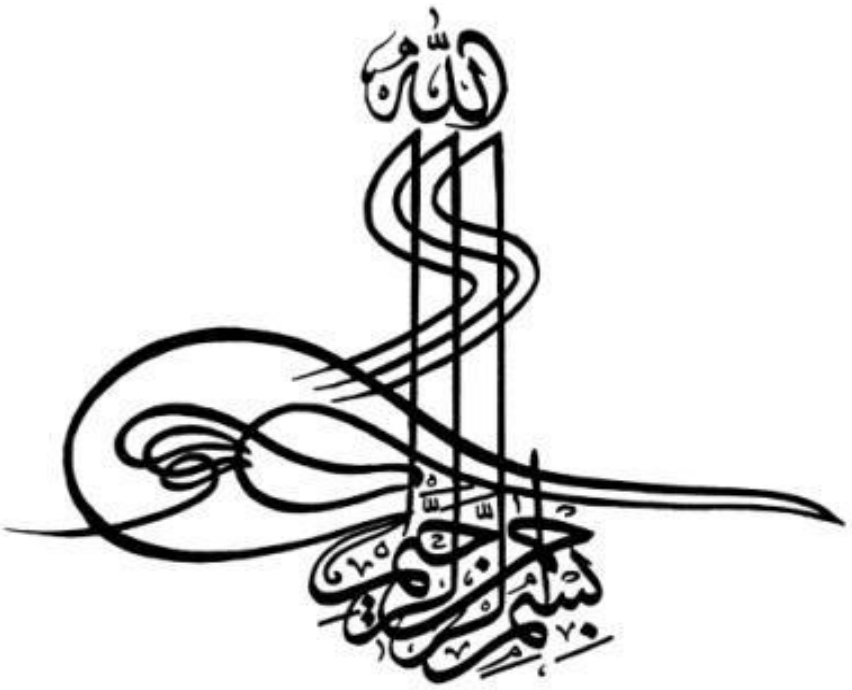
کلید حل معمای فسادمالی: جنسیت، دولت، ادیان و تأثیر آنها بر هم
نعیمه حمیدی، کریم آذربایجانی و مرتضی سامتی ۱۴۵-۱۶۸

اثر شاخص تمرکز بر سودآوری سیستم بانکی کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی
مرضیه رفیعیان اصفهانی، سعید دائی کریم زاده، مهشید شاهچرا و سارا قبادی ۱۶۹-۱۹۱

بررسی اثرات شوک های سیاست پولی بر حباب قیمت سهام: کاربرد روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان (TVP-SVAR)
مینا نادری، آرش هادی‌زاده و اکبر میرزاپور باباجان ۱۹۳-۲۱۸

شاخص ترکیبی جامع آسیب پذیری و تاب آوری در گروه کشورهای منتخب (G7 و MENA) با رویکرد نظریه گراف
مژگان معلمی، یگانه موسوی جهرمی، علیرضا شریف مقدسی و مریم رمضانی ۲۱۹-۲۴۷

ارزیابی آثار تغییرات اقلیم بر گسترش ناامنی غذایی با تأکید بر نقش مدیریت منابع آب در دشت همدان- بهار
شیوا سلطانی، سید حبیب‌الله موسوی، صادق خلیلیان و حامد نجفی علمدارلو ۲۴۹-۲۷۴


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 ــ شماره دوم ــ تابستان ۱۴۰۲

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

مدیر مسوول: دکتر پرستو محمدی

سردبیر: دکتر مجید صامتی

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

سایر نکات

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

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

فهرست مطالب

عنوان **صفحه**

■ **بررسی تأثیر شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی بر کیفیت محیط‌زیست**
دکتر بختیار جواهری، حمیرا شاه‌ویسی و سمیرا محمدی..... ۱

■ **تحلیل و بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط زیست در ایران: کاربرد روش TVP-VAR**
دکتر سامان قادری، رامین امانی و مهاباد امینی..... ۲۷

■ **نقش صندوق های سرمایه‌گذاری در رشد اقتصادی ایران**
مصطفی کرمی اردالی، دکتر حسین مرزبان، دکتر علی‌حسین صمدی و دکتر امین ناظمی..... ۶۷

■ **بررسی تأثیر اعمال مالیات بر خدمات مالی بر رشد اقتصادی در ایران**
دکتر امیر جباری، دکتر نرگس مرادخانی و شیوا حبیب زاده..... ۹۱

■ **بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز بر گردشگری در ایران: شواهدی از رویکرد NARDL**
دکتر بهنام الیاس‌پور و نرگس سنجری کنارصندل..... ۱۱۹

■ **کلید حل معمای فسادمالی: جنسیت، دولت، ادیان و تأثیر آنها بر هم**
دکتر نعیمه حمیدی، دکتر کریم آذربایجانی و دکتر مرتضی سامتی..... ۱۴۵

■ **اثر شاخص تمرکز بر سودآوری سیستم بانکی کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی**
مرضیه رفیعیان اصفهانی، دکتر سعید دائی کریم زاده، دکتر مهشید شاهچرا و دکتر سارا قبادی..... ۱۶۹

■ **بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی بر حباب قیمت سهام: کاربرد روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان (TVP-SVAR)**
مینا نادری، دکتر آرش هادی‌زاده و دکتر اکبر میرزاپور باباجان..... ۱۹۳

■ **شاخص ترکیبی جامع آسیب‌پذیری و تاب‌آوری در گروه کشورهای منتخب (G7 و MENA) با رویکرد نظریه گراف**
دکتر مژگان معلمی، دکتر یگانه موسوی جهرمی، دکتر علیرضا شریف مقدسی و مریم رمضانی ۲۱۹

■ **ارزیابی آثار تغییرات اقلیم بر گسترش ناامنی غذایی با تاکید بر نقش مدیریت منابع آب در دشت همدان- بهار**
شیوا سلطانی، دکتر سید حبیب‌الله موسوی، دکتر صادق خلیلیان و دکتر حامد نجفی علمدارلو..... ۲۴۹

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۲۵-۱

بررسی تأثیر شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی بر کیفیت محیط‌زیست

بختیار جواهری[۱]
حمیرا شاه‌ویسی[۲]
سمیرا محمدی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۴/۱۴ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۴/۳۰**

چکیده

در چند دهه اخیر، محیط‌زیست به لحاظ اهمیتی که برای بشر دارد، به یکی از مهم‌ترین نگرانی‌های جوامع و حکومت‌ها تبدیل‌شده و بنابراین، بررسی همه‌جانبه و تعیین عوامل مؤثر و مخرب بر آن، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد؛ تا جایی که دولت‌ها را وادار به اتخاذ سیاست‌ها و برنامه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت برای حفاظت از محیط‌زیست نموده است. در این پژوهش، تأثیر شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی بر کیفیت محیط‌زیست (رد پای اکولوژیکی) در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافتهٔ منتخب طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی، مورد بررسی قرار گرفت. همچنین ادبیات اقتصادی موجود در مورد فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی، نشان می‌دهد که در یک سطح آستانه از درآمد سرانه، کشورها به سطحی از توسعه می‌رسند که پیشرفت‌های زیست‌محیطی حاصل می‌گردد؛ ولی شاخص درآمد سرانه فقط دربرگیرنده بعد اقتصادی توسعه است و لذا در این پژوهش، از شاخص توسعه انسانی که بعد اقتصادی و اجتماعی توسعه را در برمی‌گیرد، به بررسی فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش، حاکی از آن است که شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی در هر دو گروه کشور مورد مطالعه، تأثیر منفی و معناداری بر ردپای اکولوژیکی دارد. همچنین بر اساس نتایج فرضیه کوزنتس، در کشورهای مورد مطالعه، رابطه میان شاخص توسعه انسانی و ردپای اکولوژیکی تأییدکننده فرضیه کوزنتس و U معکوس هستند؛ بنابراین به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که از طریق فراهم کردن سیستم آموزشی و مراقبت‌های بهداشتی بهتر برای همه افراد جامعه و افزایش دموکراسی و فعالیت‌های مدنی، به بهبود محیط‌زیست کمک کنند.

واژگان کلیدی: شاخص توسعه انسانی، شاخص توسعه سیاسی، ردپای اکولوژیکی، فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی
طبقه‌بندی JEL: O13, P28, P48, Q56, F18

۱. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان (نویسنده مسؤول) b.javaheri@uok.ac.ir
۲. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان homeyrashahveisi@yahoo.com
۳. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه کردستان mohammady.es90@gmail.com

۱. مقدمه

ازجمله اهداف اصلی اقتصاددانان و سرمایه‌گذاران در هر کشوری، رشد و توسعه اقتصادی است و برای این منظور، باید تمام عوامل مؤثر به‌طور دقیق شناسایی و بررسی شوند و در چند دهه اخیر، محیط‌زیست نیز به دلیل تأثیر چشمگیری که بر توسعه دارد، توجه اقتصاددانان و سرمایه‌گذاران را به خود جلب نموده است (حیدری و همکاران، ۱۳۹۲). از آغاز انقلاب صنعتی، استفاده بیش از حد از منابع طبیعی به‌عنوان سوخت اقتصادی، فشار زیادی را بر محیط‌زیست وارد کرده و اثرات نامطلوبی بر گونه‌های زنده جهان گذاشته است (دستک و سارکادی[1]، ۲۰۱۹؛ هدم[2]، ۲۰۱۹).

آمار مربوط به ردپای اکولوژیکی، به ازای هر نفر در سال ۲۰۱۸ نشان می‌دهد که تفاوت‌های چشمگیری میان کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته وجود دارد و آمار مربوط در کشورهای درحال‌توسعه نیز دارای تفاوت‌های زیادی است. طبق آخرین آمار ارائه شده در شبکه جهانی ردپا[3]، ردپای اکولوژیکی برای هر نفر در کشورهای توسعه‌یافته‌ای مانند ایالات‌متحده، کانادا و استرالیا، بسیار بالا و به ترتیب، برابر ۸/۱۲، ۸/۰۷ و ۷/۰۹ هکتار می‌باشد؛ درحالی‌که کشورهای کمتر توسعه‌یافته‌ای مانند موزامبیک، کنگو، هائیتی و تانزانیا، دارای ردپای اکولوژیکی به نسبت کمتری هستند و مقدار ردپای اکولوژیکی برای هر نفر در این کشورها، به ترتیب، برابر ۰/۶۴، ۰/۷۸، ۰/۸ و ۱/۱۷ هکتار است و در کشورهای قطر، بحرین، کویت و ایران، میزان ردپای اکولوژیکی برای هر نفر در سال ۲۰۱۸، به ترتیب، برابر ۱۴/۲۷، ۸/۱۷، ۷/۹ و ۳/۲۶ است. یکی از دلایلی که کشورهای توسعه‌نیافته، ردپای اکولوژیکی کمتری نسبت به کشورهای توسعه‌یافته دارند، توسعه اقتصادی است. بهبود شاخص‌های اقتصادی بدون هزینه نبوده و سبب افزایش مصرف سرمایه‌های اکولوژیکی می‌شود (چارف‌الدین و مرابت[4]، ۲۰۱۷).

تلاش کشورها برای افزایش درآمد سرانه و رفاه، اگر همراه با ملاحظات زیست‌محیطی نباشد، زیان‌های جبران‌ناپذیری ازجمله تغییرات سریع آب و هوایی و تخریب محیط‌زیست را به همراه خواهد داشت؛ زیرا اغلب کشورها به‌منظور افزایش سطح توسعه (شاخص توسعه انسانی)، رشد اقتصادی خود را از طریق صنعتی شدن بالا می‌برند که این اقدام درنهایت، به آلودگی هوا از نوع انتشار گازهای گلخانه‌ای منجر خواهد شد و می‌تواند بر شرایط زیست‌محیطی و سلامت افراد جامعه از طریق کاهش امید به زندگی که مؤلفه‌ای برای سنجش سطح سلامت جامعه و یکی از اجزای مهم شاخص توسعه انسانی است، اثرات منفی داشته باشد. این امر، علاوه بر ایجاد اختلال در چرخه زیست‌محیطی، موجب از بین رفتن منابع تجدید ناپذیر، در معرض خطر قرار گرفتن منابع تجدید پذیر و کاهش رشد اقتصادی

1. Destek & Sarkodie (2019)
2. Hdom (2019)
3. Global Footprint Network
4. Charfeddine & Mrabet (2017)

در سایر کشورها بخصوص کشورهای درحال‌توسعه که بخش عمده‌ای از درآمدشان از محل تولیدات کشاورزی، جنگلداری، دام‌پروری و منابع طبیعی است، خواهد شد (چارف‌الدین و مرابت، ۲۰۱۷؛ مرابت و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

بااین‌حال، در ادبیات اقتصادی، مطالعات زیادی در زمینهٔ حمایت از فرضیه منحنی کوزنتس محیطی (EKC) صورت گرفته است. بر اساس فرضیه منحنی کوزنتس محیطی (EKC)، با افزایش درآمد سرانه، کشورها به سطحی از توسعه دست خواهند یافت که در آن، پیشرفت‌های زیست‌محیطی حاصل می‌گردد. در این مرحله، اقتصاد کشورها به سمت فعالیت‌های کم آلاینده مانند خدمات حرکت می‌کنند و انتشار آلاینده‌های مضر کاهش می‌یابد. حامیان فرضیه کوزنتس، ادعا می‌کنند که توسعه اقتصادی، درنهایت ممکن است راه‌حل مناسبی برای جلوگیری از تخریب محیط‌زیست باشد و در بلندمدت، یک راه‌حل امیدوارکننده برای سیاست‌گذارانی است که به دنبال دستیابی به توسعه اقتصادی بدون به خطر انداختن کیفیت محیط‌زیست هستند.

بااین‌حال، مطالعات انجام‌شده در مورد فرضیه کوزنتس، دارای ایرادی جدی است. این مطالعات صرفاً بر تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیر کلیدی برای دستیابی به پیشرفت‌های زیست‌محیطی تمرکز می‌کنند و بعد اجتماعی را که به‌عنوان ستون توسعه پایدار در نظر گرفته می‌شود، نادیده می‌گیرند (دنگ و همکاران[2]، ۲۰۱۸؛ بکن و همکاران[3]، ۲۰۱۹).

مطالعات نظری و تجربی اندکی در ادبیات اقتصادی وجود دارد که با استفاده از شاخص‌های جامع‌تر توسعه که هم، بعد اقتصادی و هم، بعد اجتماعی توسعه را در برگیرد، به بررسی فرضیه کوزنتس پرداخته باشد. در این پژوهش، این موضوع که: «آیا بهبود بعد اجتماعی همراه با بعد اقتصادی، می‌تواند به بهبود کیفیت محیط‌زیست منجر گردد؟» بررسی می‌گردد.

برای دستیابی به این مهم، بر اساس پژوهش کوستانتینی و مونی[4] (۲۰۰۸) و مرابت و همکاران (۲۰۲۱)، با استفاده از شاخص توسعه انسانی (HDI) به‌جای تولید ناخالص داخلی سرانه در یک فرضیه کوزنتس اصلاح شده، به بررسی این موضوع پرداخته می‌شود. اگرچه تولید ناخالص داخلی حقیقی یا تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص‌های خوبی برای اندازه‌گیری و بررسی عملکرد یک اقتصاد هستند، اما نمی‌توانند منعکس‌کننده توسعه انسانی و رفاه فردی باشند. لذا برای رفع این نقص، به دو دلیل از شاخص توسعه انسانی برای اندازه‌گیری سطوح توسعه اقتصادی و اجتماعی استفاده می‌گردد.

1. Mrabet *et al*. (2021)
2. Dong *et al*. (2018)
3. Bekun *et al*. (2019)
4. Costantini & Monni (2008)

اولاً، با پیشرفت کشورها، تلاش بیشتری برای بهبود وضعیت اشتغال و مهارت‌های افراد از طریق آموزش بیشتر و بهتر انجام می‌گیرد که راه را برای پذیرش فناوری‌های کارآمد و کم آلاینده هموار می‌کند. علاوه بر این، سطح آموزش بالاتر، بهره‌وری را بهبود می‌بخشد و مدیران تمایل بیشتری به اتخاذ فناوری‌ها و رویه‌های کاری کارآمد پیدا می‌کنند. همچنین، با بهتر شدن سطح آموزش، نیروی کار بیشتری در مشاغل بخش‌های فناوری و خدمات، مهارت کسب می‌کنند (ممونی و تمیمی[1]، ۲۰۱۸).

ثانیاً، میزان غیبت نیروی کار را کاهش، و سلامت و بهره‌وری را افزایش می‌دهد. زمانی که سلامت به اولویت یک کشور تبدیل گردد، سیاست‌هایی برای کاهش تخریب محیط‌زیست و افزایش کنترل آلودگی اعمال خواهد شد. درعین‌حال، دستیابی به توسعه انسانی بالاتر، ممکن است به تخریب محیط‌زیست منجر گردد، زیرا سیستم‌های آموزشی و مراقبت‌های بهداشتی بهتر، معمولاً با سرمایه‌گذاری‌های بیشتر در زیرساخت‌ها مانند مدارس و امکانات مراقبت‌های بهداشتی همراه است.

بودجه تخصیص‌یافته به این سرمایه‌گذاری‌ها، مستلزم دستیابی به تولید ناخالص داخلی بالاتری است که معمولاً به هزینه محیط‌زیست بخصوص در کشورهای درحال‌توسعه، قابل‌دستیابی است (مرابت و همکاران، ۲۰۲۱). لذا شاخص توسعه انسانی، می‌تواند اثرات متفاوتی بر محیط‌زیست داشته باشد و اینکه کدام اثر غالب است نامشخص است و نیاز به بررسی دارد.

علاوه بر این، نهادهای سیاسی، می‌توانند تأثیر مستقیم بلندمدتی بر محیط‌زیست و پایداری آن داشته باشند. داسگوپتا و مالر[2] (۱۹۹۵)، به این نتیجه رسیده‌اند که بین حفاظت از محیط‌زیست و حقوق مدنی و سیاسی، ارتباط نزدیکی وجود دارد و به‌عنوان یک قاعده کلی، کشورهای دارای آزادی‌های سیاسی و مدنی در مقایسه با کشورهایی که توسط رژیم‌های استبدادی اداره می‌شوند و فاقد چنین آزادی‌هایی هستند، در حفظ منابع زیست‌محیطی، بهتر و قدرتمندتر عمل می‌کنند.

بنا بر آنچه ذکر گردید، از اهداف این پژوهش، بررسی تأثیر شاخص توسعه انسانی و شاخص توسعه سیاسی و آزادی‌های مدنی بر کیفیت محیط‌زیست و بررسی فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی با استفاده از شاخص توسعه انسانی و ردپای اکولوژیکی در این کشورها می‌باشد.

ردپای اکولوژیکی، شاخصی جامع برای سنجش کیفیت محیط‌زیست است و میزان تقاضای انسان برای منابع طبیعی موجود را اندازه‌گیری می‌کند. این شاخص شامل چندین مؤلفه مانند ردپای کربن، زمین‌های زراعی، زمین‌های مرتعی، زمین‌های جنگلی، زمین‌های ساخته‌شده و پهنه‌های دریایی است و بنابراین، ردپای اکولوژیکی نسبت به شاخص‌های دیگر کیفیت محیط‌زیست شاخص مناسب‌تری می‌باشد؛ زیرا بیانگر پیامد فعالیت‌های انسانی در یک کشور بر محیط‌زیست ازنظر هوا، خاک و آب است.

1. Mimouni & Temimi (2018)
2. Dasgupta & Maler (1995)

بررسی نویسندگان پژوهش، حاکی از آن است که در هیچ پژوهش داخلی، از رابطهٔ بین شاخص توسعه‌انسانی و ردپای اکولوژیکی در چهارچوب فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی استفاده نشده، و در مطالعات خارجی اندکی، به بررسی این موضوع پرداخته شده که به‌طور خاص، این پژوهش‌ها برای کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، صورت نگرفته است.

در ادامه پژوهش، در بخش دوم و سوم، مبانی نظری و مروری بر ادبیات گذشته بیان شده، در بخش چهارم، مدل پژوهش و متغیرها، در بخش پنجم، یافته‌ها و درنهایت، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه گردیده است.

۲. مبانی نظری

ارتباط بین شاخص توسعه انسانی و کیفیت محیط‌زیست: در ادبیات موجود، رابطه مثبت بین توسعه انسانی و محیط‌زیست تأیید می‌شود. گروسمن و کروگر[1] (۱۹۹۵)، اعتقاد دارند که سرمایه انسانی، سبب رشد صنایع پاک و درنتیجه، کاهش آلودگی می‌گردد و بویس[2] (۲۰۰۳) بیان می‌کند که نابرابری‌های اجتماعی و اقتصادی، به نابرابری‌های محیط زیستی منجر می‌شود و درنتیجه، ممکن است که تأثیر منفی بر عملکرد محیط‌زیست داشته باشد. او عقیده دارد که بهبود وضعیت بهداشتی و آموزشی به‌عنوان ابعادی از شاخص توسعه انسانی، می‌تواند بهبود عملکرد محیط‌زیست را به دنبال داشته باشد.

شهروندان تحصیل‌کرده، نقشی فراتر از توسعه اقتصادی برای حفاظت از محیط‌زیست دارند (هانتر و همکاران[3]، ۲۰۰۴). آموزش مهم‌ترین عامل ایجاد آگاهی در مورد محیط‌زیست و برنامه‌ریزی برای حفاظت از آن است (ارگن و ارگن[4]، ۲۰۱۱).

افزایش شاخص توسعه انسانی جوامع، باعث افزایش آگاهی افراد می‌شود و درنتیجه، باعث حرکت یک جریان آگاهانه به‌سوی پایداری محیط‌زیست می‌گردد (موکریجی و چاکرابورتی[5]، ۲۰۰۹). بین توسعه انسانی و عملکرد محیط‌زیستی، رابطه U شکل برقرار است، یعنی با افزایش شاخص توسعه انسانی، ابتدا کیفیت محیط‌زیستی کاهش می‌یابد و پس از اینکه به نقطه حداقل رسید، با افزایش شاخص توسعه انسانی، عملکرد محیط‌زیستی نیز افزایش می‌یابد (مکری[6]، ۲۰۱۴).

ارتباط بین شاخص توسعه سیاسی و آزادی‌های مدنی و کیفیت محیط‌زیست: افزایش حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی، این امکان را به شهروندان و گروه‌های اجتماعی می‌دهد تا سیاست‌گذاران

1. Grossman & Krueger (1995).
2. Boyce (2003).
3. Hunter et al (2004).
4. Ergen & Ergen (2011).
5. Mukherjee & Chakraborty (2009).
6. Maccari (2014).

را مجبور به توجه بیشتر به محیط‌زیست نمایند (دراسداوسکی[1]، ۲۰۰۶). افراد جامعه از طریق فرایند سیاسی و سازمان‌های حامی محیط‌زیست با فشار بر دولت، بر کیفیت محیط‌زیست اثر می‌گذارند. بر این اساس، ساختار سیاسی کشورها باید از طریق تدوین، تصویب و اجرای قوانین زیست‌محیطی مناسب، سیاست‌های مالیاتی و یارانه‌های متناسب و سایر اقداماتی که به بهبود محیط‌زیست منجر می‌شود، در مقابل مردم پاسخگو باشد (لوپز و میترم[2]، ۲۰۰۰). ساختار و فرایندهای حکمرانی خارج از مرزهای دولت، چه در سطح منطقه‌ای و چه در سطح بین‌المللی، به تک‌تک افراد عادی در سراسر جهان وابسته بوده که این، بهترین دلیل برای توجیه مشارکت معنی‌دار و مؤثر جامعه مدنی در تصمیم‌گیری‌های زیست‌محیطی در عرصه بین‌المللی است؛ زیرا مشروعیت این‌گونه تصمیمات درگرو دموکراتیک بودن جامعه و درنتیجه، مشارکت ذی‌نفعان، ازجمله جامعه مدنی و شهروندان می‌باشد (بلیک و جم، ۱۳۸۸).

همچنین به نظر نمی‌رسد که توافق مردم یک کشور از طریق سازوکارهای دموکراتیک در چهارچوب ملی برای انتقال آلودگی‌های زیست‌محیطی (مانند پسماندهای خطرناک، استقرار صنایع آلاینده در نزدیکی مرزها یا خارج از آب‌های منطقه‌ای) به دیگر کشورها، با اصول دموکراتیک سازگار باشد (موکریجی و چاکرابورتی، ۲۰۰۹).

ارتباط بین مصرف انرژی و کیفیت محیط‌زیست: در ادبیات اقتصادی، مصرف انرژی، یکی از عوامل تعیین‌کننده‌ای است که در تخریب محیط‌زیست نقش دارد. انتشار آلاینده‌های مختلف، به‌شدت با مصرف انرژی در ارتباط است و مطالعات زیادی، وجود ارتباط مستقیم بین تخریب محیط‌زیست و مصرف انرژی را تأیید می‌کنند (کیم و همکاران[3]، ۲۰۱۱).

ارتباط بین آزادسازی تجاری و کیفیت محیط‌زیست: باز بودن تجارت، می‌تواند از طریق کانال‌هایی بر ردپای اکولوژیکی تأثیر داشته، و این تأثیر، می‌تواند مثبت یا منفی باشد. سطح توسعه و صنعتی شدن در یک کشور، جهت این تأثیر را تعیین می‌کند. در کشورهای صنعتی و توسعه‌یافته، واردات فناوری‌های بهبود یافته و فرایندهای تولید پاک‌تر امکان‌پذیر است؛ لذا باز بودن تجارت بر کیفیت محیطی، تأثیر مثبت خواهد داشت. برعکس در مراحل اولیه توسعه، دغدغه اصلی سیاست‌گذاران هر کشوری، دستیابی به رشد اقتصادی است حتی به بهای آسیب رساندن به محیط‌زیست و بنابراین، فن‌آوری‌های ارزان و آلاینده برای افزایش تولید و توسعه، به این کشورها وارد می‌شود و باز بودن تجارت، کیفیت محیط‌زیست را کاهش می‌دهد (دستک و سینها[4]، ۲۰۲).

1. Drosdowski (2006).
2. Lopez & Mitram (2000).
3. Kim *et al*. (2011)
4. Destek & Sinha (2020)

ارتباط بین کیفیت محیطزیست و شهرنشینی: در ادبیات اقتصادی موجود، نقش شهرنشینی به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده مهم در تخریب محیطزیست شناخته شده است. در مناطق شهری، میزان مصرف منابع طبیعی بالاتر است که می‌تواند ناشی از تولید کالا و بازارهای مصرف داخلی باشد که در تولید خود، به منابع موجود در محیطزیست نیاز دارند (ساسن[1]، ۱۹۹۱؛ مانکسگارد و همکاران[2]، ۲۰۰۰). همچنین به‌طورکلی، حرکت شهرنشینی، به‌سرعت گذار اقتصاد از کشاورزی به صنعت منجر می‌شود که این فرایند معمولاً با توسعه اقتصادی، افزایش درآمد و ظهور تغییرات شدید و اغلب مضر محیطی ناشی از صنعتی شدن همراه است (یورک و همکاران[3]، ۲۰۰۳).

بااین‌حال، در تضاد با این ادعا که شهرنشینی باعث افزایش تخریب محیطزیست می‌شود، نظریه بوم‌شناختی استدلال می‌کند که ساختارهای مدرنیته، به توسعه نهادها، سیاست‌ها و فناوری‌های منطقی زیست‌محیطی کمک می‌کند که مانع تخریب محیطزیست می‌شود. از یک‌سو، تمرکز در مناطق شهری، امکان استفاده کارآمدتر از محیط و حمل‌ونقل را فراهم می‌کند و از سوی دیگر، کشورهایی که بر رشد و توسعه اقتصادی تمرکز می‌کنند، می‌توانند به‌موازات شهرنشینی با گسترش کاربرد فناوری‌های پیشرفته، باعث بهبود کیفیت محیطزیست شوند (فن و همکاران[4]، ۲۰۰۶).

۳. پیشینه پژوهش

ژوو و همکاران[5] (۲۰۲۲)، در پژوهش خود برای کشور پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۰، با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، به این نتایج دست یافتند که فراوانی منابع طبیعی در بلندمدت تأثیر مخربی بر ردپای اکولوژیکی دارد. بااین‌حال، افزایش تولید ناخالص داخلی و شاخص توسعه انسانی در بلندمدت، تأثیر مثبتی بر ردپای اکولوژیکی دارد.

یافته‌های مرابت و همکاران (۲۰۲۱)، در کشورهای منطقه منا، نشان می‌دهد که رابطه اثرات زیست‌محیطی و توسعه انسانی به‌صورت U معکوس است و ناآرامی‌های سیاسی، مزایای توسعه انسانی برای محیطزیست را به تأخیر می‌اندازد. لذا توسعه انسانی و ثبات سیاسی برای توسعه پایدار، ضروری است.

دستک و سینها (۲۰۲۰)، با بررسی فرضیه کوزنتس برای ۲۴ کشور عضو OECD، به این نتیجه دست یافتند که فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در این کشورها صدق نمی‌کند و مصرف انرژی تجدید پذیر، اثرات زیست‌محیطی را کاهش و افزایش مصرف انرژی تجدید ناپذیر، آن را افزایش می‌دهد.

نتایج پژوهش حاسیب و همکاران[6] (۲۰۱۹)، حاکی از آن است که آلودگی محیطزیستی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در بلندمدت، اثر مثبت و معنی‌داری بر مخارج سلامت و تحقیقات و توسعه دارند.

1. Sassen (1991)
2. Munksgaard *et al*. (2000)
3. York *et al*. (2003)
4. Fan *et al*. (2006)
5. Zhuo *et al*. (2022)
6. Haseeb *et al*. (2019)

نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش مولایی و همکاران (۱۳۹۹)، حاکی از آن است که درآمد سرانه، آزادسازی تجاری، توسعه بازارهای مالی و شهرنشینی، هم در کوتاه‌مدت، هم در بلندمدت، تأثیر مثبت و معنادار، و شاخص توسعه انسانی، تأثیر منفی و معناداری بر ردپای اکولوژیکی در ایران دارند. همچنین نتایج به‌دست‌آمده، بیانگر این است که فرضیه پناهگاه آلودگی تأیید می‌گردد؛ اما فرضیه منحنی کوزنتس تأیید نمی‌شود.

پور علی و همکاران (۱۳۹۸)، در پژوهش خود، به این نتیجه دست یافتند که ابعاد سه‌گانه شاخص توسعه انسانی یعنی شاخص‌های سلامت، آموزش و رفاه، رابطه مثبت و معنی‌داری با عملکرد محیط‌زیستی دارند.

نتایج حاصل از پژوهش عطر کار روشن و فتحی (۱۳۹۶)، حاکی از تأثیر مثبت آموزش بر بهبود کیفیت محیط‌زیست و کاهش رشد آلودگی هوا در کشورهای منتخب منطقه منا است.

نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش احمدی نیاز و همکاران (۱۳۹۷)، نشان می‌دهد که میانگین شاخص‌های حکمرانی خوب، تأثیر مستقیم و معنادار بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای منتخب درحال‌توسعه دارد و نتایج حاصل از پژوهش هراتی و همکاران (۱۳۹۵) نشان‌دهنده تأثیر منفی نابرابری اقتصادی و سیاسی بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای موردمطالعه می‌باشد.

۴. مدل تجربی، روش و داده‌ها

۴-۱. روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر، به‌منظور بررسی اثر شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی بر شاخص عملکرد محیط‌زیستی (رد پای اکولوژیکی) در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته، از الگوی اقتصادسنجی برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-SYS) استفاده می‌شود، سپس فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی در کشورهای منتخب بررسی می‌گردد.

این احتمال وجود دارد کشوری که درگذشته، از سرمایه‌های اکولوژیکی بیشتری برای نیازهایش بهره گرفته است، در دوره‌های بعدی نیز بیشتر مستعد تخریب محیط‌زیست و استفاده از سرمایه‌های اکولوژیکی باشد؛ لذا بررسی تأثیر وقفه متغیر ردپای اکولوژیکی بر مقدار آن در سال جاری، ضروری است. بر این اساس در این پژوهش، از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی استفاده شده که با به کار بردن متغیرهای ابزاری، به حل مشکلات احتمالی درونزایی ناشی از وجود وقفه متغیر ردپای اکولوژیکی به‌عنوان متغیر مستقل کمک می‌کند.

در این مطالعه، ۷۶ کشور درحال‌توسعه و ۲۴ کشور توسعه‌یافته برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ بررسی‌شده‌اند. لازم به ذکر است که انتخاب کشورهای مورد پژوهش، بر اساس محدودیت داده‌ها بوده و برای انجام محاسبات و برآوردها، از نرم‌افزار Stata و Excel استفاده شده است.

برای بررسی موضوع پژوهش، از داده‌های ترکیبی پویا بهره گرفته شد و در این مدل‌ها، یک یا چند وقفه متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در مدل حضور دارند و به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌شوند:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta' X_{it} + \eta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

به دلیل وجود وقفه متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل و همبستگی آن با متغیرهای مستقل دیگر و جزء اخلال، روش اثرات ثابت و تصادفی کارآیی ندارند. این مشکل، در مدل‌های داده‌های ترکیبی پویا با دورهٔ زمانی کم نسبت به تعداد واحدها، جدی‌تر می‌شود (نیکل[1]، ۱۹۸۱). برای حل مشکل درونزایی، متغیرهای مستقل آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱)، روش گشتاورهای تعمیم یافته را معرفی کرده و بلاندل و باند[3] (۱۹۹۸) آن را توسعه دادند.

در روش آرلانو و باند (۱۹۹۱)، از تفاضل مرتبه اول متغیرهای مستقل در سطح، به‌عنوان ابزار استفاده می‌شود و با استفاده از متغیرهای ابزاری، درونزایی متغیرهای مستقل از بین می‌رود؛ اما بلاندل و باند (۱۹۹۸)، نشان دادند که استفاده از وقفه متغیرهای مستقل، ابزارهای ضعیفی هستند و در نمونه‌های کوچک، باعث نتایج کاذب می‌شوند و بنابراین، بلاندل و باند (۱۹۹۸)، با ترکیب رگرسیون در سطح و رگرسیون در تفاضل، روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی را ارائه کردند و نشان دادند که این برآوردگر، می‌تواند تورش و ناسازگاری ناشی از روش اثرات ثابت و درونزایی متغیرهای مستقل را در داده‌های ترکیبی پویا حل کند. این برآوردگر، مشکل درونزایی را با به کار بردن ابزارهایی از وقفه متغیر وابسته و یا وقفهٔ هر متغیر درونزای دیگری که تصور می‌شود با اثرات ثابت همبستگی ندارند، کنترل می‌کند (نیکل، ۱۹۸۱؛ رودمان[4]، ۲۰۰۹).

GMM-SYS با این فرض که اولین تفاوت ابزارها با اثرات ثابت همبستگی ندارند، در مقایسه با Diff-GMM که توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) پیشنهاد گردید، کارآمدتر است (رودمان، ۲۰۰۹). یادآور می‌شود که برآوردگر GMM سیستمی دومرحله‌ای، کارآمدتر از تخمین‌گر یک مرحله‌ای است. بااین‌حال، زمانی که تعداد ابزارها زیاد باشد، امکان دارد برآوردگر دومرحله‌ای، تورشی از خطاهای استاندارد اصلاح نشده ایجاد کند و به بیانی دیگر، باید تعداد ابزارها از تعداد واحدهای فردی کمتر باشد (اشرف زاده و مهرگان، ۱۳۹۳).

اعتبار ابزارهای به‌کار رفته در مدل را می‌توان با استفاده از آزمون‌های J-هانسن[5] (۱۹۸۲) و AR(2) آرلانو و باند سنجید. در صورت وجود ناهمسانی، واریانس و همبستگی آزمون سارگان سازگار نخواهد بود؛ لذا برای بررسی اعتبار ابزارهای به‌کار رفته در مدل از آزمون هانسن (۱۹۸۲) به دلیل پایداری و استحکام آن در صورت وجود ناهمسانی واریانس و همبستگی استفاده می‌شود (دوومفور و گیامفی[6]، ۲۰۱۸).

1. Nickell (1981)
2. Arellano & Bond (1991)
3. Blundell & Bond (1998)
4. Roodman (2009)
5. Hansen (1982)
6. Duamfour & Gyamfi (2018)

۲-۴. معرفی مدل و متغیرها

برای بررسی تأثیر شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی بر ردپای اکولوژیکی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، با توجه مبانی نظری موجود در ادبیات اقتصادی و پیروی از مدل مرابت و همکاران (۲۰۲۱)، پژوهش چارف‌الدین و مرابت (۲۰۱۷)، الگوی زیر در نظر گرفته شد.

$$Ln(EF_{it}) = \alpha_1 Ln(EF_{i,t-1}) + \alpha_2 Ln(HDI_{it}) + \alpha_3 Ln(Pi_{it}) + \alpha_4 Ln(EC_{it}) + \alpha_5 Ln(Trade_{it}) + \alpha_6 Ln(UB_{it}) + +\delta_i + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

در مدل موردنظر، (EF): ردپای اکولوژیکی و بیانگر شاخص عملکرد محیط‌زیست و متغیر وابسته است. بر اساس گزارش شبکه جهانی، ردپای اکولوژیکی، سرمایه‌های اکولوژیکی مورد نیاز برای تولید منابع طبیعی مصرفی یک جمعیت و منابع مورد نیاز برای جذب زباله‌های آن را اندازه‌گیری می‌کند.

(HDI): شاخص توسعه انسانی، شاخصی ترکیبی است که میزان توسعهٔ یک کشور را ازنظر درآمد، آموزش و سلامت می‌سنجد. شاخص توسعه انسانی، می‌تواند اثرات متفاوتی بر محیط‌زیست داشته باشد و اینکه کدام اثر غالب است، نیاز به بررسی دارد.

(Pi): نشان‌دهندهٔ شاخص توسعه سیاسی و آزادی‌های مدنی بوده که شاخص مورد استفاده در این پژوهش، مجموع شاخص‌های حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی است که از داده‌های « فریدام هاوس»[1](خانهٔ آزادی) گرفته شده، و شاخص حقوق سیاسی (با ارزش‌های ۷-۱) یک کشور در یک سال معین، توسط تحلیلگران بر اساس ۱۲ معیار مختلف مربوط به آزادی ساخته شده و شاخص آزادی مدنی (با مقادیر ۷-۱) از ۲۵ معیار مختلف مرتبط با آزادی فردی گرفته شده است. در این پژوهش، مطابق کار چارف‌الدین و مرابت (۲۰۱۷) با جمع‌کردن این دو شاخص و کم کردن مقدار به‌دست‌آمده از عدد ۱۴، یک شاخص جدید را به دست آورده که مقدار آن در فاصلهٔ ۱۲-۰ است. هرچه ارزش شاخص توسعه سیاسی و آزادی‌های مدنی به‌دست‌آمده بیشتر باشد، نشان‌دهندهٔ آزادی بیشتر و دموکراسی بالاتر است. انتظار بر این است که بهبود حقوق سیاسی و آزادی مدنی موجب کاهش آسیب‌های زیست‌محیطی شود.

(EC): نشانگر مصرف انرژی است. این شاخص، شامل مصرف فرآورده‌های نفتی، گاز طبیعی، برق، منابع تجدید ناپذیر قابل‌احتراق و زباله است.

(Trade): بیانگر باز بودن تجاری است که برابر با مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات تقسیم‌بر تولید ناخالص داخلی است.

(UB): بیان‌کننده شاخص شهرنشینی است که طبق تعریف بانک جهانی، برابر تعداد افرادی است که در مناطق شهری زندگی می‌کنند و توسط ادارات آمار ملی ارائه شده است.

(δ_i): اثرات ثابت کشورها و ε_{it} جمله خطا است.

1. Freedom House

داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش، از شبکه جهانی ردپا، سازمان ملل[1]، فریدام هاوس و بانک توسعه جهانی[2] استخراج شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. آمار توصیفی

در جدول (۱) خلاصه آماری تمام متغیرهای موجود در پژوهش شامل میانگین، انحراف معیار، مینیمم و ماکزیمم برای کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته منتخب طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ ارائه شده است. آمار مربوط به ردپای اکولوژیکی و شاخص توسعه انسانی، می‌تواند در درک بهتر موقعیت نقطه عطف و تحلیل نتایج به‌دست‌آمده، مفید باشد.

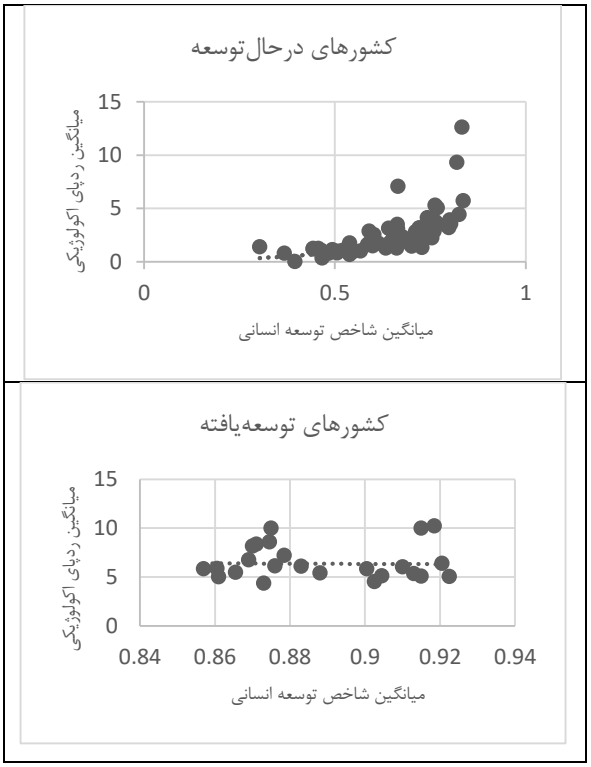
جدول ۱: آمار توصیفی

کشورها	متغیرها	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم
کشورهای درحال‌توسعه	EF	۲/۵۰۴	۲/۰۸۰	۰/۰۱۰	۱۷/۰۲۰
	HDI	۰/۶۵۰	۰/۱۲۵	۰/۲۵۲	۰/۸۶۵
	PI	۶/۷۵۵	۳/۱۳۴	۰	۱۲
	Energy	۱/۶۱۳	۲/۵۵۵	۰/۱۱۳	۲۲/۱۲۰
	Urban	۰/۵۵۹	۰/۱۸۵	۰/۱۳۳	۰/۹۹۰
	Trade	۰/۷۸۲	۰/۳۳۱	۰/۲۰۷	۲/۲۰۴
کشورهای توسعه‌یافته	EF	۶/۳۲۶	۲/۲۵۰	۲/۹۲۶	۱۷/۷۷۷
	HDI	۰/۸۸۵	۰/۰۳۵	۰/۷۶۴	۰/۹۵۳
	PI	۱۱/۷۴۵	۰/۵۵۷	۹	۱۲
	Energy	۴/۵۳۴	۱/۶۸۸	۲/۱۲۳	۹/۴۲۸
	Urban	۰/۷۶۸	۰/۱۱۱	۰/۵۰۷	۰/۹۷۹
	Trade	۰/۹۷۹	۰/۶۴۴	۰/۱۹۷	۴/۰۸۳

مأخذ: داده‌های پژوهش

شکل (۱)، رابطهٔ بین میانگین ردپای اکولوژیکی و میانگین شاخص توسعه انسانی را طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته مورد پژوهش نشان می‌دهد. شکل زیر، نشان‌دهندهٔ ارتباط هشدار دهنده‌ای بین شاخص توسعه انسانی و ردپای اکولوژیکی بوده و افزایش شاخص توسعه انسانی با افزایش ردپای اکولوژیکی همراه است.

1. United Nations
2. World Development Indicators



مأخذ: داده‌های پژوهش

شکل ۱: رابطه بین میانگین شاخص توسعه انسانی و میانگین ردپای اکولوژیکی در سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۰

۲-۵. برآورد مدل و یافته‌ها

اولین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی، تشخیص وابستگی یا استقلال مقطعی است. پسران (۲۰۰۴)، آزمون سادهٔ خطای مقاطع (CD) را پیشنهاد می‌کند که فرضیه صفر این آزمون، مبنی بر عدم وابستگی مقطعی است (اشرف زاده و مهرگان، ۱۳۹۳). نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴)، برای متغیرهای پژوهش در جدول (۲) ملاحظه می‌شود. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، فرضیه صفر آزمون، مبنی بر عدم وابستگی مقطعی برای همه متغیرهای پژوهش، رد می‌گردد.

جدول ۲: نتایج آزمون وابستگی مقاطع متغیرها

نام متغیر	کشورهای درحال‌توسعه		کشورهای توسعه‌یافته	
	CD-test	p-value	CD-test	p-value
EF	۳۶/۸۸	(۰/۰۰۰)*	۳۶/۵۷	(۰/۰۰۰)*
HDI	۲۱۶/۶۵	(۰/۰۰۰)*	۶۶/۵۸	(۰/۰۰۰)*
Energy	۷۱/۵۴	(۰/۰۰۰)*	۴۰/۷۸	(۰/۰۰۰)*
Urban	۱۴۸/۵۲	(۰/۰۰۰)*	۴۶/۴۴	(۰/۰۰۰)*
Trade	۲۶/۰۹	(۰/۰۰۰)*	۳۷/۸۰	(۰/۰۰۰)*

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* نشانگر سطح معناداری در ۰/۰۱، ** نشانگر سطح معناداری در ۰/۰۵، *** نشانگر سطح معناداری در ۰/۱.

برای اطمینان از ساختگی نبودن و در پی آن، رگرسیون کاذب، باید ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. به دلیل وجود وابستگی مقطعی، از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر مقطعی پسران (۲۰۰۷) که فرض وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرد، استفاده شده است. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه‌واحد مقطعی پسران (۲۰۰۷)

نام متغیر	کشورهای درحال‌توسعه		کشورهای توسعه‌یافته	
	Z[t-bar]	p-value	Z[t-bar]	p-value
EF	۰/۲۹۸	(۰/۶۱۷)	-۰/۳۲۷	(۰/۳۷۲)
D.EF	-۸/۷۷۴	(۰/۰۰۰)*	-۵/۱۰۵	(۰/۰۰۰)*
HDI	-۲/۸۰۶	(۰/۰۰۳)*	-۱/۷۳۱	(۰/۰۴۲)**
PI	۰/۷۷۶	(۰/۷۸۱)	۱۰/۳۴۲	(۱/۰۰۰)
D.PI	-۱۳/۴۹۶	(۰/۰۰۰)*	-	-
Energy	۲/۷۲۹	(۰/۹۹۷)	-۲/۶۱۶	(۰/۰۰۴)*
D.Energy	-۱۵/۳۲۳	(۰/۰۰۰)*	-	-
Urban	۳/۱۶۹	(۰/۹۹۹)	۴/۴۳۸	(۱/۰۰۰)
D.urban	-۱۴/۹۴۴	(۰/۰۰۰)*	-۶/۴۱۳	(۰/۰۰۰)*
Trade	۲/۰۳۵	(۰/۹۷۹)	-۰/۳۹۹	(۰/۳۴۵)
D.Trade	-۱۶/۰۲۸	(۰/۰۰۰)*	-۶/۱۸۴	(۰/۰۰۰)*

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* نشانگر سطح معناداری در ۰/۰۱، ** نشانگر سطح معناداری در ۰/۰۵، *** نشانگر سطح معناداری در ۰/۱.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۳)، همه متغیرهای پژوهش بجز شاخص توسعه انسانی نا ایستا بوده و فرضیه صفر، مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح رد نمی‌گردد؛ اما تفاضل مرتبه اول آنها ایستا می‌باشد.

اقدام بعدی قبل از برآورد مدل، بررسی آزمون هم‌انباشتگی است که در آن، وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون می‌شود. هدف از بررسی هم‌انباشتگی، این است که اگرچه اکثر سری‌های زمانی اقتصادی نامانا و دارای روند تصادفی می‌باشند، اما امکان دارد ترکیب خطی این متغیرها در بلندمدت مانا و بدون روند تصادفی باشند. آزمون هم‌انباشتگی وسترلند[1] (۲۰۰۵)، با در نظر گرفتن فرض وابستگی مقطعی در داده‌های ترکیبی دو آماره میانگین گروه و نسبت واریانس پانل مبتنی بر جملات پسماند برای عدم هم‌انباشتگی را پیشنهاد کرده است. طبق نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلند (۲۰۰۵) که در جدول (۴) ارائه شده است، در مدل مورد بررسی برای هر دو گروه کشور درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم هم‌انباشتگی، رد می‌گردد.

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلند (۲۰۰۵)

آزمون هم‌انباشتگی وسترلند	کشورهای درحال‌توسعه		کشورهای توسعه‌یافته	
	Statistic	p-value	Statistic	p-value
Some panels	-۵/۴۸۰۰	(۰/۰۰۰)*	-۲/۰۷۳۰	(۰/۰۱۹۱)**
All panels	-۲/۲۵۸۳	(۰/۰۱۲۰)*	-۱/۷۴۷۵	(۰/۰۴۰۳)**

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* نشانگر سطح معناداری در ۰/۰۱، ** نشانگر سطح معناداری در ۰/۰۵، *** نشانگر سطح معناداری در ۰/۱.

برای این منظور، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده شده و نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۵) ارائه گردیده است.

نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل برای کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته منتخب، نشان می‌دهد که مقدار ردپای اکولوژیکی در سال گذشته، بر مقدار آن در سال جاری، تأثیر مثبت و معناداری دارد و نشان‌دهنده ماهیت پویای ردپای اکولوژیکی است و استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را توجیه می‌کند.

شاخص توسعه انسانی در کشورهای درحال‌توسعه منتخب، تأثیر منفی و معناداری بر ردپای اکولوژیکی دارد و افزایش ۱ درصدی شاخص توسعه انسانی در کشورهای درحال‌توسعه، به کاهش ردپای اکولوژیکی به میزان ۰/۳۳۹ درصد منجر می‌شود. همچنین شاخص توسعه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته، تأثیر منفی و معناداری بر ردپای اکولوژیکی دارد و با افزایش ۱ درصدی شاخص توسعه انسانی در این کشورها، ردپای اکولوژیکی به میزان ۰/۹۴۴ درصد کاهش می‌یابد.

1. Westerlund (2005)

نتایج، نشان می‌دهد که توسعه انسانی بالاتر برای محیط‌زیست مفید است و موجب کاهش انتشار آلاینده‌ها شده و با کاهش هرگونه فشار بر منابع طبیعی، به حفظ محیط‌زیست کمک می‌کند. هرگاه سطح درآمد، آموزش و خدمات بهداشتی در یک کشور بهبود می‌یابد، آگاهی از اهمیت محیط‌زیست ایمن و باکیفیت، افزایش می‌یابد.

شاخص توسعه سیاسی و آزادی‌های مدنی، هم در کشورهای درحال‌توسعه و هم در کشورهای توسعه‌یافته، تأثیر منفی و معناداری بر ردپای اکولوژیکی دارد و با افزایش ۱ درصدی این شاخص در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، مقدار ردپای اکولوژیکی، به ترتیب، ۰/۰۴۶ و ۰/۲۷۳ درصد کاهش می‌یابد. به نظر می‌رسد که افزایش آزادی مدنی، دموکراسی بالاتر و بهبود حقوق سیاسی، سبب کاهش آسیب به محیط‌زیست گردد.

مصرف انرژی در هر دو گروه کشور مورد پژوهش، تأثیر مثبت و معناداری بر ردپای اکولوژیکی دارد و افزایش ۱ درصد مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته، به ترتیب، به افزایش ردپای اکولوژیکی به میزان ۰/۴۱۶ و ۰/۵۶۱ واحد منجر می‌شوند. با افزایش مصرف سوخت‌های فسیلی، آلاینده‌های بیشتری در جو و محیط منتشر می‌گردد که به تخریب محیط‌زیست و آسیب رساندن به آن، منتهی می‌شود.

آزادسازی تجاری در کشورهای درحال‌توسعه مورد پژوهش، تأثیر منفی و معناداری بر ردپای اکولوژیکی دارد و افزایش ۱ درصدی آزادسازی تجاری، سبب کاهش ردپای اکولوژیکی به میزان ۰/۰۵۵ درصد می‌شود؛ اما آزادسازی تجاری در کشورهای توسعه‌یافته، تأثیر معناداری بر ردپای اکولوژیکی ندارد. می‌توان گفت که آزادسازی تجاری و تجارت فعال بین‌المللی، امکان انتقال فناوری‌های جدیدتری را به کشورهای درحال‌توسعه فراهم می‌کند که آلاینده‌های کمتری را ایجاد می‌نماید و بنابراین، افزایش آزادسازی تجاری، موجب کاهش ردپای اکولوژیکی می‌گردد.

شهرنشینی در کشورهای درحال‌توسعه، تأثیر مثبت و معناداری بر مقدار اکولوژیکی دارد و افزایش ۱ درصدی شهرنشینی، به افزایش ردپای اکولوژیکی به میزان ۰/۱۷۵ درصد منجر می‌شود؛ اما شهرنشینی بر مقدار اکولوژیکی در کشورهای توسعه‌یافته، تأثیر منفی و معناداری دارد و با افزایش ۱ درصد شهرنشینی در این کشورها، ردپای اکولوژیکی، به میزان ۰/۲۵۳ واحد کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه سطح آلودگی و ضایعات صنعتی در مناطق شهری کشورهای درحال‌توسعه، بالاتر است، لذا افزایش شهرنشینی در کشورهای درحال‌توسعه، بر کیفیت محیط‌زیست تأثیر منفی گذاشته و اغلب برای محیط‌زیست مضر است؛ اما کشورهایی که بیشتر بر توسعه و مقیاس اقتصاد تمرکز می‌کنند، می‌توانند با ترویج کاربرد فناوری‌های پیشرفته به‌موازات شهرنشینی، کیفیت محیط‌زیست را بهبود بخشند و بنابراین، در کشورهای توسعه‌یافته، افزایش شهرنشینی، موجب کاهش تخریب محیط‌زیست شده است.

نتایج به‌دست‌آمده از برآورد مدل‌ها، نشان می‌دهد که AR(2) از ۰/۰۵ بزرگ‌تر بوده، لذا فرضیه صفر آزمون آرلانو و باند مبنی بر عدم وجود همبستگی سریالی میان پسماندها، رد نمی‌گردد و بیانگر

سازگاری برآوردگر GMM است. همچنین در هر دو مدل، مقدار آمارهٔ J-هانسن از ۰/۰۵ بزرگ‌تر است و بنابراین، فرضیه صفر آزمون J-هانسن مبنی بر عدم وجود همبستگی پسماندها با متغیرهای ابزاری، رد نمی‌شود و وقفه متغیرهای درونزا که به‌عنوان ابزار در مدل به‌کاررفته‌اند، معتبر هستند.

جدول ۵: نتایج برآورد تأثیر شاخص‌های توسعه انسانی، سیاسی و آزادی‌های مدنی بر ردپای اکولوژیکی در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته

متغیرها	کشورهای درحال‌توسعه	کشورهای توسعه‌یافته
EF	۰/۷۱۴*	۰/۶۵۹*
	(۹/۱۲)	(۹/۶۴)
HDI	-۰/۳۳۹*	-۰/۹۴۴*
	(-۲/۵۳)	(-۲/۴۷)
PI	-۰/۰۴۶*	-۰/۲۷۳**
	(-۲/۷۷)	(-۲/۱۰)
Energy	۰/۴۱۶*	۰/۵۶۱*
	(۸/۴۰)	(۱۲/۸۷)
Trade	-۰/۰۵۵*	۰/۰۱۵
	(-۲/۹۲)	(۱/۰۳)
Urban	۰/۱۷۵*	-۰/۲۵۳*
	(۳/۶۸)	(-۴/۱۱)
No. of Obs	۱۲۱۳	۴۰۸
No. of countries included	۷۶	۲۴
No. of instruments	۲۴	۲۱
AR(2): P-value	۰/۲۵۰	۰/۴۸۷
Hansen test: P-value	۰/۹۵۸	۰/۸۲۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* معناداری در سطح ۰/۰۱، ** معناداری در سطح ۰/۰۵، *** معناداری در سطح ۰/۱ و اعداد داخل پرانتز، بیانگر آماره آزمون t است.

۳-۵. بررسی ارتباط شاخص توسعه انسانی و ردپای اکولوژیکی (فرضیه کوزنتس)

از اهداف دیگر این پژوهش، بررسی فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته مورد مطالعه است که برای دستیابی بدین هدف، مدل زیر برآورد می‌گردد.

$$Ln(EF_{it}) = \alpha_1 Ln(EF_{i,t-1}) + \alpha_2 Ln(HDI_{it}) + \alpha_3 (HDI_{it}^2) + \alpha_4 Ln(Pi_{it}) + \alpha_5 Ln(EC_{it}) + \alpha_6 Ln(Trade_{it}) + \alpha_7 Ln(UB_{it}) + +\delta_i + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

علاوه بر این، از رابطه (۴)، نقطه عطف یعنی نقطه‌ای از شاخص توسعه انسانی که در آن، ردپای اکولوژیکی به حداکثر می‌رسد، محاسبه می‌شود.

$$HDI = exp\left(\frac{-\alpha_2}{2\alpha_3}\right) \quad (۴)$$

جدول ۶: نتایج ارتباط شاخص توسعه انسانی و ردپای اکولوژیکی در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته

متغیرها	کشورهای درحال‌توسعه	کشورهای توسعه‌یافته
EF	۰/۹۴۷*	۰/۵۵۹*
	(۷/۹۵)	(۸/۱۴)
HDI	-۱/۵۵۷**	-۲/۳۴۰*
	(-۲/۲۶)	(-۲/۴۰)
HDI^2	-۱/۲۶۱**	-۶/۳۲۹*
	(-۲/۱۹)	(-۲/۴۷)
PI	-۰/۰۵۱***	-۰/۳۶۵***
	(-۱/۸۳)	(-۱/۶۴)
Energy	۰/۲۴۷*	۰/۵۸۴*
	(۳/۱۳)	(۸/۰۳)
Trade	-۰/۰۵۳***	۰/۰۲۷
	(-۱/۹۸)	(۱/۵۶)
Urban	-۰/۰۶۲	-۰/۲۴۵*
	(-۰/۴۸)	(-۳/۵۱)
No. of countries included	۷۶	۲۴
No. of instruments	۲۵	۲۰
AR(2): P-value	۰/۱۶۲	۰/۳۹۹
Hansen test: P-value	۰/۱۳۵	۰/۵۷۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

* معناداری در سطح ۰/۰۱، ** معناداری در سطح ۰/۰۵، *** معناداری در سطح ۰/۱ و اعداد داخل پرانتز، بیانگر آماره آزمون t است.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

تلاش هر کشور و جامعه‌ای، رسیدن به رفاه، افزایش درآمد و توسعه اقتصادی است، اما اگر افزایش درآمد و رفاه، همراه با ملاحظات زیست‌محیطی نباشد، اثرات منفی و جبران‌ناپذیری را بر کیفیت محیط‌زیست می‌گذارد و به تخریب محیط‌زیست منتهی می‌شود. هدف از انجام این پژوهش، بررسی تأثیر شاخص توسعه انسانی و شاخص توسعه سیاسی و آزادی‌های مدنی بر کیفیت محیط‌زیست در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته منتخب بوده است.

بدین منظور، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ در کشورهای منتخب، به بررسی این موضوع پرداخته شد. همچنین فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی نیز در کشورهای مورد مطالعه با استفاده از رابطه بین شاخص توسعه انسانی و ردپای اکولوژیکی بررسی گردید. در بررسی فرضیه منحنی کوزنتس، استفاده از شاخص توسعه انسانی، می‌تواند علاوه بر تمرکز بر درآمد، توسعه همه‌جانبه را لحاظ کند و علاوه بر درآمد سرانه، بر بهبود آموزش و امید به زندگی بالاتر و لذت بردن از زندگی نیز تمرکز داشته باشد.

نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که ردپای اکولوژیکی در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته منتخب، تحت تأثیر سطح شاخص توسعه انسانی بوده، و بیانگر این است که با بهبود سطح شاخص توسعه انسانی، احتمال دستیابی به توسعه پایدار، بیشتر می‌شود. لذا فراهم کردن سیستم آموزشی و مراقبت‌های بهداشتی برای همه افراد جامعه، می‌تواند از طریق بهبود شاخص توسعه انسانی، به کاهش تخریب محیط‌زیست منجر گردد. همچنین بهبود شاخص توسعه سیاسی و آزادی‌های مدنی، می‌تواند انتشار آلاینده‌ها و آسیب رساندن به محیط‌زیست را کاهش دهد و بنابراین، افزایش دموکراسی، شفاف‌سازی قوانین و مقررات، آزادی اجتماعات، آزادی رسانه‌ها و آگاهی‌رسانی، می‌تواند فساد را کنترل کرده و مانع استفادهٔ شخصی مسؤولان و قدرتمندان از منابع طبیعی و محیط‌زیست شود.

یافته‌های پژوهش، نشان می‌دهد که مصرف انرژی و منابع تجدید ناپذیر، تأثیر مثبتی بر ردپای اکولوژیکی دارد. افزایش آلاینده‌های ناشی از مصرف انرژی و آلودگی هوا، علاوه بر تخریب محیط‌زیست، به افزایش بیماری و کاهش سطح سلامت افراد جامعه منتهی می‌شود. لذا سیاست‌هایی همچون مالیات بر آلودگی، مالیات سبز، افزایش قیمت حامل‌های دارای آلایندگی بیشتر، توسعه وسایل نقلیه کم‌مصرف و جایگزینی آنها با خودروهای فرسوده، می‌تواند باعث کاهش مصرف انرژی و کاهش انتشار آلاینده‌ها در محیط‌زیست شود.

همچنین، نتایج در کشورهای درحال‌توسعه، حاکی از آن است که آزادسازی تجاری، باعث کاهش تخریب محیط‌زیست می‌گردد. افزایش درجه باز بودن تجاری، امکان ورود تکنولوژی‌های پیشرفته و بهبودیافته که آلودگی کمتری تولید می‌کنند را فراهم می‌کند. لذا به سیاست‌گذاران در کشورهای درحال‌توسعه، توصیه می‌شود که با افزایش تجارت فعال بین‌المللی، امکان انتقال تکنولوژی و فناوری‌های انرژی پاک و تجدید پذیر را به داخل کشور خود فراهم نمایند.

پیشنهاد برای مطالعات آتی

با توجه به اهمیت حفاظت از محیط‌زیست، برای پژوهش‌های آتی در ارتباط با موضوع این مطالعه، به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود که به بررسی رابطه بین شاخص توسعه انسانی و ردپای اکولوژیکی در چهارچوب فرضیه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در کشور ایران بپردازند. همچنین می‌توانند اثر شاخص توسعه انسانی را بر دیگر شاخص‌های کیفیت محیط‌زیست در چهارچوب منحنی کوزنتس زیست‌محیطی، مورد بررسی قرار دهند.

References

Ahmadi Niyaz, S., zeinalzadeh, R., & Raeispour rajabali, A. (2018). "Study of Good Governance Effect on Environment Quality Index in Selected Developing Countries". Journal of Environmental Science and Technology, 20(4): 165-177, (in Farsi).

Ashrafzadeh, H., & Mehregan, N. (2014). *Advanced Panel Data Econometrics*. Tehran: Noore Elm, (in Farsi).

Atrkar roshan, S., & fathi, Z. (2017). "The Study of Education Effects and Their Comparison on the Environment Pollution at the Different Educational Levels In Selected MENA Countries". Journal of Environmental Science and Technology, 19(1): 169-180, (in Farsi).

Bekun, F. V., Emir, F., & Sarkodie, S. A. (2019). "Another Look at the Relationship between Energy Consumption, Carbon Dioxide Emissions, and Economic Growth in South Africa". Science of the Total Environment, 655: 759-765.

Blake Janet, & Jam Farhad. (2009). "Environmental Democracy for the Protection of Environment in International Law". Rahbord, Spring, Vol. 18, No. 50 (Special Issue for Jurisprudential and Legal Studies): 165-199, (in Farsi).

Boyce, J. K. (2003). "Inequality and Environmental Protection". Working Paper Series No. 52, Political Economy Research Institute, University of Massachusetts, Amherst.

Charfeddine, L., & Mrabet, Z. (2017). "The impact of Economic Development and Social-Political Factors on Ecological Footprint: A Panel Data Analysis for 15 MENA Countries". Renewable and Sustainable Energy Reviews, 76: 138-154.

Costantini, V., and Monni, S. (2008). "Environment, Human Development, and Economic Growth". Ecological Economics, 64(4): 867-880.

Dasgupta, P., & Mäler, K. G. (1995). "Poverty, Institutions, and the Environmental Resource-base". Handbook of development economics, 3: 2371-2463.

Destek, M. A., & Sarkodie, S. A. (2019). "Investigation of Environmental Kuznets Curve for Ecological Footprint: The Role of Energy and Financial Development". Science of the Total Environment, 650: 2483-2489.

Destek, M. A., & Sinha, A. (2020). "Renewable, Non-renewable Energy Consumption, Economic Growth, Trade Openness and Ecological Footprint: Evidence from Organisation for Economic Co-operation and Development Countries". Journal of Cleaner Production, 242: 118537.118547.

Dong, K., Sun, R., & Dong, X. (2018). "CO_2 Emissions, Natural Gas and Renewables, Economic Growth: Assessing the Evidence from China". Science of the Total Environment, 640: 293-302.

Drosdowski, T. (2006). "On the Link between Democracy and Environment". Discussion Paper, 355. Universitat Hannover, Hannover.

Dwumfour, R. A., & Ntow-Gyamfi, M. (2018). "Natural Resources, Financial Development and Institutional Quality in Africa: Is there a Resource Curse?" Resources Policy, 59: 411-426.

Ergen, B., and Ergen, Z. (2011). "How does Education Affect Environmental Knowledge: A Survey in Urban and Regional Planning Education. Online Submission". US-China Education Review B 7: 924-931.

Fan, Y., Liu, L. C., Wu, G., & Wei, Y. M. (2006). "Analyzing Impact Factors of CO_2 Emissions using the STIRPAT Model". Environmental Impact Assessment Review, 26(4): 377-395.

Grossman, G. M., and Krueger, A. B. (1995). "Economic Growth and the Environment". The Quarterly Journal of Economics, 110(2): 353-377.

Harati, J., Dehghani, A., Taghizadeh, H., & Amini, T. (2016). "The Effects of Economic and Political Inequality on Quality of Environment in Selected Countries: GMM Panel Analysis". Jemr 2016., 7 (23): 197-232, (in Farsi).

Haseeb, M., Kot, S., Hussain, H., and Jermsittiparsert, K. (2019). "Impact of Economic Growth, Environmental Pollution and Energy Consumption on Health Expenditure and R&D Expenditure of ASEAN Countries". Journal of Energies, No.12: 1-21.

Hdom, H. A. (2019). "Examining Carbon Dioxide Emissions, Fossil & Renewable Electricity Generation and Economic Growth: Evidence from a Panel of South American Countries". Renewable energy, 139: 186-197.

Heidari, H., Faaljou, H., Nazariyan, E., & Mohammadzadeh, Y. (2013). "Social Capital, Health Capital and Economic Growth in the Middle East Countries". Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 3(11): 74-57, (in Farsi).

Hunter, L. M., Hatch, A., and Johnson, A. (2004). "Cross National Gender Variation in environmental Behaviors". Social Science Quarterly, 85(3): 677-694.

Kim, D. H., Huang, H. C., & Lin, S. C. (2011). "Kuznets Hypothesis in a Panel of States". Contemporary Economic Policy, 29(2): 250-260.

Lopez, Ramon, and Siddhartha Mitra (2000). "Corruption, Pollution and the Kuznets Environment Curve". Journal of Environmental Economics and Management, 40: 137-150.

Maccari, N. (2014). "Sustainable Human Development: Human Development Index and the Environment". International Journal of Sustainable Human Development, 2(1): 29-34.

Mimouni, K., & Temimi, A. (2018). "What Drives Energy Efficiency? New Evidence from Financial Crises". Energy policy, 122: 332-348.

Molaei, M., Besharat, E., & Mohammadi, M. (2021). "Factors Affecting the Consumption of Ecological Resources in Iran Using Economic Approach". Journal of Environmental Seience and Technology, Vol. 22, Issue 8, Serial No. 99: 377-388, (in Farsi).

Mrabet, Z., Alsamara, M., Mimouni, K., & Mnasri, A. (2021). "Can Human Development and Political Stability Improve Environmental Quality? New Evidence from the MENA Region". Economic Modelling, 94: 28-44.

Mukherjee, S., & Chakraborty, D. (2009). "Environment, Human Development and Economic Growth: A Contemporary Analysis of Indian States". International Journal of Global Environmental, 9: 20-49.

Munksgaard, J., Pedersen, K. A., & Wien, M. (2000). "Impact of Household Consumption on CO_2 Emissions". Energy Economics, 22(4): 423-440.

Nickell, S. (1981). "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects". Econometrica: Journal of the econometric society, Vol. 49, No. 6 (Nov., 1981), 1417-1426.

Pesaran, M. H. (2004). General Diagonist Tests for Cross Section Dependence in Panels. June 2004. Mimeo, University of Cambridge.

Pesaran, M. H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence". Journal of Applied Econometrics, 22(2): 265-312.

Pourali, A., Falahi, M., & Naji Meydani, A. (2019). "The Study of Human Development Dimensions (Education, Health, and Welfare) Effects on Environmental Performance Index". Environmental Education and Sustainable Development, 8(1): 9-22, (in Farsi).

Roodman, D. (2009). "How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata". The Stata Journal, 9(1): 86-136.

Sassen, S. (1991). Die Mobilität von Arbeit und Kapital~ USA und Japan. *PROKLA. Zeitschrift für kritische Sozialwissenschaft, 21*(83), 222-248.

Westerlund, J. (2005). "New Simple Tests for Panel Cointegration". Econometric Reviews, 24(3): 297-316.

York, R., Rosa, E. A., & Dietz, T. (2003). "STIRPAT, IPAT and ImPACT: Analytic Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts". Ecological Economics, 46(3): 351-365.

Zhou, R., Abbasi, K. R., Salem, S., Almulhim, A. I., & Alvarado, R. (2022). "Do Natural Resources, Economic Growth, Human Capital, and Urbanization Affect the Ecological Footprint? A Modified Dynamic ARDL and KRLS Approach". Resources Policy, 78: 102782-102794

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P:1-25

Investigating the Effects of Human Development, Political Development and Civil Liberties Indicators on Environmental Quality

Bakhtiar Javaheri[1]
Homeyra Shahveisi[2]
Samira Mohammady[3]

Received: 2022-7-5 Accepted: 2022-7-21

Abstract

Aim and Introduction

In recent decades, the environment has become one of the most important concerns of societies and governments. Achieving economic growth and development is costly and leads to an increase in the consumption of ecological capital. The efforts of countries to increase per capita income and prosperity, if not accompanied by environmental considerations, will bring irreversible losses, including rapid climate change and environmental destruction. Thus, comprehensive investigation and determination of economic and non-economic effective factors on the environment is of particular importance, to the extent that it has forced governments to adopt short- and long-term policies and programs to protect the environment.

The existing economic literature on the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis indicates that at a threshold level of per capita income, countries reach a level of development where environmental improvements are achieved, but these studies have a serious flaw. Because they only focus on GDP per capita as a key variable to achieve environmental improvements and ignore the social dimension which is considered the pillar of sustainable development. Since the human development index includes the simultaneous description of social development and economic development, therefore, in this research, the Human Development Index is used instead of GDP per capita to investigate the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis and the relationship between HDI and the quality of the environment. Furthermore, political institutions can have a long-term direct impact on the environment and its sustainability. Therefore, investigating whether the indicators of human development, political and civil liberties can affect the quality of the environment, can be important.

Method

In the present study, the effects of human development, political and civil liberties indicators on the environmental performance index (Ecological Footprint) in developing countries and developed countries are investigated using the System Generalized Method of Moments method (GMM-SYS). Then the Environmental

1. Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, (Corresponding Author), E-mail: b.javaheri@uok.ac.ir
2. Master of Economics, University of Kurdistan, E-mail: homeyrashahveisi@yahoo.com.
3. Master of Economics, University of Kurdistan, E-mail: mohammady.es90@gmail.com

Kuznets Curve hypothesis is investigated in selected countries. Likely, a country that has benefited from more ecological capital for its needs in the past will be more prone to environmental destruction and use of ecological resources in the future. Therefore, it is necessary to investigate the impact of the variable interruption of the ecological footprint on its value in the current year. Accordingly, in this research, the method of the System generalized moments is used, which helps to solve the possible problems of endogeneity caused by the existence of an interval of the ecological footprint variable as an independent variable by using instrumental variables.

The Generalized Moments' estimator is used in cases where the independent variables of the model are not completely exogenous. This estimator controls for the endogeneity problem by using instruments from the intercept of the dependent variable or the intercept of any other endogenous variable that is assumed to be uncorrelated with the fixed effects. The validity of the tools used in the model can be measured using the j-Hansen (1982) and Arellano and Bond AR (2) tests.

Findings

The results of the research indicate that the Human Development Index in selected developing and developed countries has a significant and negative effect on the ecological footprint, and a higher human development index is useful for improving the quality of the environment and reduces of pollutant emissions. Therefore, when the level of income, education, and health services in a country improves, the awareness of the importance of a safe and quality environment will increase. Similarly, according to the results of the Kuznets hypothesis, the relationship between the Human Development Index and the ecological footprint in the studied countries, confirms the hypothesis of Kuznets and the inverted U.

The index of political development and civil liberties has a negative and significant effect on the ecological footprint in both developing and developed countries. It seems that the increase in civil liberties, higher democracy, and improvement of political rights will reduce the damage to the environment.

The results suggest that with the increase in the consumption of fossil fuels, more pollutants are released into the environment, which leads to the destruction of the environment and harming it. Based on the results of the research, it can be said that trade liberalization and active international trade allow the transfer of newer technologies to developing countries that produce fewer pollutants. In addition, increasing urbanization in developing countries has a negative impact on the quality of the environment, but countries that focus more on economic development and scale can improve the quality of the environment by promoting the use of advanced technologies in parallel with urbanization.

Discussion and Conclusion

The findings of the research indicate that policymakers are more likely to achieve sustainable economic development by improving the level of the human development index. Therefore, providing education and a health care system for all members of society can lead to the reduction of environmental degradation

through the improvement of the human development index; Thus, increasing democracy, clarifying laws and regulations, freedom of assembly, freedom of the media and awareness can control corruption and prevent the personal use of natural and environmental resources by officials and powerful people.
Policies such as pollution tax, green tax, development of energy-saving vehicles, and replacing them with worn-out vehicles can reduce energy consumption and reduce the emission of pollutants in the environment. Furthermore, increasing the degree of trade openness allows the entry of advanced and improved technologies that produce less pollution. Therefore, policymakers in developing countries are advised to import clean and renewable energy technologies to their country by increasing active international trade.

Keywords: Human Development Indicator, Political Development Indicator, Ecological Footprint, Environmental Kuznets Curve (EKC) Hypothesis, Systemic Generalized Method of Moments
JEL Classification: F18, O13, P28, P48, Q56

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۶۵-۲۷

تحلیل و بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط زیست در ایران: کاربرد روش TVP-VAR

سامان قادری[۱]
رامین امانی[۲]
مهاباد امینی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۴/۲۹ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۶/۴**

چکیده

مطالعاتی که در رابطه با خصوصی‌سازی در ایران انجام شده، تنها جنبه اقتصادی خصوصی‌سازی را در نظر گرفته، و هدف اصلی از خصوصی‌سازی را افزایش کارآیی و بهره‌وری اقتصادی عنوان کرده‌اند و به دیگر جنبه‌های آن مانند جنبه‌های زیست‌محیطی، چندان توجه نشده است. هدف از مطالعه حاضر، بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط زیست در ایران است. برای این منظور، مکانیزم‌های اثرگذاری خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست تحلیل شده و از داده های سری زمانی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۹، روش خودرگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان (TVP-VAR) به عنوان کار تجربی بهره گرفته شده، و از میزان انتشار آلاینده زیست محیطی دی‌اکسیدکربن، به‌عنوان شاخص آلودگی و از ارزش واگذاری‌های سهام و دارایی‌های بخش دولتی به بخش خصوصی، به‌عنوان شاخص خصوصی‌سازی استفاده به عمل آمده است. نتایج پژوهش حاضر، نشان می‌دهد که با وجود اجرای ناقص، غیرعلمی و سیاست‌زده خصوصی‌سازی در ایران، خصوصی‌سازی، سبب کاهش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در ایران شده است.

واژگان کلیدی: خصوصی‌سازی، آلودگی محیط‌زیست، روش خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان، ایران
طبقه‌بندی JEL: Q53، L33، C22

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. (نویسنده مسؤول) s.ghaderi@uok.ac.ir
۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. r.amani@uok.ac.ir
۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه کردستان، سنندج، ایران. mahamini777@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه، تأثیرات زیست‌محیطی فعالیت‌های بشر، به‌عنوان یکی از محدودیت‌های رشد اقتصادی مطرح شده است. کشورهای درحال‌توسعه برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی، با معضل تخریب محیط‌زیست روبرو هستند؛ زیرا بیشتر فعالیت‌های اقتصادی وابسته به استفاده از منابع طبیعی است و کمتر فعالیتی را می‌توان یافت که در نهایت، به ایجاد ضایعات زیست‌محیطی منجر نگردد (شهاب و ناصرصدرآباد[1]، ۱۳۹۲). آلودگی محیط‌زیست، به دلیل افزایش بی‌رویه فعالیت‌های صنعتی، مصرف سوخت‌های فسیلی و تراکم جمعیت در بعضی از شهرها، روزبه‌روز شدیدتر می‌شود.

از سویی، فرایند توسعه اقتصادی کشورها طی سال‌ها، به‌عنوان یکی از چالش‌های زیست‌محیطی و به یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران تبدیل شده است. باتوجه‌به نقش عمده دولت در اقتصاد کشورها، بنگاه‌های اقتصادی دولتی نیز می‌توانند به‌موازات بخش خصوصی به‌عنوان یک منبع ایجاد آلودگی شناخته شوند. دلیل اصلی، تراکم بی‌سابقه گازهای گلخانه‌ای، تولید شدید و مداوم گاز دی‌اکسیدکربن است. آلودگی هوا، علاوه بر اینکه یک عامل خطرناک برای سلامت بشر است، دارای بار اقتصادی برای جوامع نیز هست که سبب کاهش کیفیت زندگی و کاهش رفاه جامعه می‌گردد. آلاینده‌ها از طریق آسیب رساندن به‌سلامت نیروی کار، اثرات چشمگیری بر بهره‌وری اقتصادی دارد و باعث تداوم نابرابری‌های موجود می‌گردد (سازمان جهانی بهداشت[2]، ۲۰۱۶). ارزش یک محیط زیست، ممکن است به مکان‌ها و منابع خاصی از آن مربوط باشد و بدین جهت، اینکه چه کسی باید حق استفاده از این منابع را داشته باشد، یک مسأله سیاسی و اجتماعی تنش‌زا به شمار می‌آید، حال این استفاده، چه فردی باشد و یا اینکه تحت تصمیمات مشترک و ملی باشد (اودوم و بارت[3]، ۲۰۰۵)؛ لذا این مفهوم، بیانگر آن است که موضوع محیط‌زیست، طیف وسیعی از ابعاد مختلف اجتماعی و اقتصادی را شامل می‌شود.

از سوی دیگر، هر کشوری برای رسیدن به رشد و توسعه، اهداف و برنامه‌های مختلفی را مدنظر قرار می‌دهد. اما کشورهای درحال‌توسعه برای رسیدن به این اهداف، با معضل تخریب محیط‌زیست روبرو هستند که شامل ایران نیز می‌شود. در ادبیات اقتصاد زیست‌محیطی، نگرانی‌های سیاسی نسبت به کیفیت محیط‌زیست و رقابت‌های انحصاری، از دهه ۱۹۸۰ مورد توجه بیشتری قرار گرفته است. بنابراین، توسعه اقتصادی با درنظرگرفتن ملاحظات زیست‌محیطی، مدت‌های مدیدی است که شروع شده و در کانون توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. دولت‌ها معمولاً با انجام مقررات زیست‌محیطی، اعمال مالیات زیست‌محیطی، و ایجاد استانداردهای آلودگی در شرکت‌های خصوصی و سایر صنایع آلوده‌کننده، سعی در کاهش آلودگی و تصفیه محیط‌زیست از آلاینده‌ها را دارند (سونگ و همکاران[4]، ۲۰۱۶).

---

1. Shahab & Nasersadrabad (2014)
2. World Health Organization (2016)
3. Odum & Barret (2005)
4. Sung *et al.* (2016)

بنابراین، باتوجه‌به پیامدهایی که محیط‌زیست برای ادامه حیات بشر دارد، توجه و حفاظت از آن، از اهمیت بالایی برخوردار است. خصوصی‌سازی، می‌تواند به‌عنوان یک سیاست مفید و یک ابزار دولت برای تأثیرگذاری بر بهره‌وری اقتصادی و سطح رفاه اجتماعی، از طریق کنترل آلودگی محیط‌زیست باشد. توجه به شرایط محیط‌زیست و شرایط اجتماعی به‌عنوان عوامل توسعه، هنگام گسترش خصوصی‌سازی در یک کشور، به‌طورجدی به بخشی جدایی‌ناپذیر از توسعه پایدار تبدیل می‌شود (پریزیا[1]، ۲۰۰۱).

ازآنجاکه حرکت دولت‌ها به‌سوی خصوصی‌سازی، افزایش یافته، نقش فعالان بخش خصوصی در اداره محیط‌زیست برجسته شده است و به‌عنوان یک تغییر در ساختار حکومتی در جهان به‌حساب می‌آید. باتوجه‌به جنبه‌های زیست‌محیطی و اجتماعی توسعه بخش خصوصی، می‌توان گفت که بخش خصوصی به طور فزاینده‌ای، به‌عنوان بخشی با ارزش از توسعه پایدار دیده می‌شود. روند جهانی خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی که در دهه ۱۹۸۰ شروع شده بود، عمدتاً به‌منظور افزایش بهره‌وری و به انگیزه افزایش دستاوردهای اقتصادی بوده است؛ اگرچه باید این موضوع را مدنظر داشت که خصوصی‌سازی در مقیاس وسیع بر محیط‌زیست تأثیر می‌گذارد.

در این راستا، در پژوهش حاضر، به تحلیل مکانیزم‌های اثرگذاری خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست پرداخته شده و با استفاده از داده های سری زمانی سال‌های ۹۹-۱۳۷۰، اثر خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست در ایران نیز بررسی شده است.

بیشتر پژوهش های داخلی انجام شده در حوزه تأثیر خصوصی سازی بر آلودگی های زیست محیطی، به صورت مصاحبه محور و کیفی بوده اند. در پژوهش حاضر، با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان، به بررسی تأثیر خصوصی سازی بر انتشار گاز دی اکسیدکربن در ایران پرداخته شده است. مدل مورد استفاده به علت درنظر گرفتن عامل زمان، پویا محسوب می شود و به طور دقیق، می توان تأثیر خصوصی سازی بر آلودگی زیست محیطی در ایران را در سال های مختلف مشاهده کرد.

این مقاله، در پنج بخش ارائه می شود. بعد از مقدمه که در بخش اول آمده، در بخش دوم، مبانی نظری و مکانیزم‌های اثرگذاری خصوصی‌سازی بر محیط‌زیست ارائه شده، در بخش سوم، پیشینه پژوهش آمده، در بخش سوم، روند خصوصی‌سازی در ایران تشریح گردیده و روش‌شناسی، تصریح و برآورد الگو در بخش پنجم، گزارش شده است، و بخش ششم به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

خصوصی‌سازی، به‌عنوان روشی برای تخصیص مجدد دارایی ها و وظایف از بخش عمومی به بخش خصوصی، جزء مهمی از برنامه‌های اصلاح ساختاری در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه را تشکیل می‌دهد (فیلیپویچ[2]، ۲۰۰۶). اهداف خصوصی‌سازی باتوجه‌به ویژگی‌ها و موقعیت هر کشور، با

1. Prizzia (2001)
2. Filipovic (2006)

یکدیگر متفاوت است؛ اما درهرحال، هدف اصلی همه کشورهایی که به خصوصی‌سازی پرداخته‌اند، بهبود اوضاع و شرایط اقتصادی بوده است. در کنار هدف اصلی، اهداف دیگری نیز می‌تواند وجود داشته باشد که عبارت‌اند از: افزایش تولید ملی، دستیابی دولت به منابع بخش خصوصی، صرفه‌جویی در هزینه‌های دولت، تشویق رقابت، افزایش رفاه ملی، افزایش کارآیی فعالیت‌های اقتصادی، جلوگیری از انحصار آشکار (کیان پور[۱]، ۱۳۸۸)، کاهش کسری بودجه دولت، ترویج سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه بازار سرمایه داخلی و بهبود بهره‌وری بنگاه‌های تازه خصوصی‌سازی شده و کمک به رشد اقتصادی (بوبکری و همکاران[۲]، ۲۰۱۰).

به‌منظور هدف‌گذاری و برنامه‌ریزی برای بهبود در رشد اقتصادی، شناسایی دقیق عوامل تأثیرگذار بر آن، اجتناب‌ناپذیر است. نیروی کار و سرمایه فیزیکی ،از عواملی بوده که در بسیاری از مطالعات انجام‌یافته، مورد توجه قرار گرفته است. همچنین طبق نظریه الگوی رشد در مدل سولو، نیروی کار، سرمایه و تکنولوژی، عوامل رشد اقتصادی به‌حساب می‌آیند؛ ولی طی دهه‌های اخیر، برخی از مطالعات با معرفی مفهوم محیط‌زیست، وارد این مباحث شده‌اند (حیدری و همکاران[۳]، ۱۳۹۲). خصوصی‌سازی باتوجه‌به دو استدلال اساسی زیر، می‌تواند رشد اقتصادی را متأثر نماید:

اولاً، از طریق کانالی غیرمستقیم و از جنبه‌های اقتصاد خرد، و از طریق تأثیر بر کارآیی، بهره‌وری و ادارهٔ بنگاه می‌تواند بر رشد اقتصادی مؤثر باشد. به طور مثال، مالکیت متمرکزتر و نظارت بهتر از سوی مدیران در بخش خصوصی، به بهبود بنگاه منجر شده و نقش قابل‌توجهی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند؛ ثانیاً، خصوصی‌سازی، می‌تواند از طریق مستقیم و تأثیر بر متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله سرمایه‌گذاری دولتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که به‌عنوان نهاده‌هایی برای رشد اقتصادی شناخته می‌شوند، بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد. برای مثال درآمد ناشی از خصوصی‌سازی که عاید دولت می‌شود، می‌تواند ناشی از کاهش یارانه‌های اعطایی دولت به بنگاه دولتی یا درآمد ناشی از فروش بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصی باشد (آرین مهر و همکاران[۴]، ۱۳۹۲).

ماهیت حفاظت از محیط‌زیست و نحوه صورت‌بندی و تکلیف به حفاظت، میان بازیگران دولتی و بخش خصوصی، همواره محل بحث و مناقشه سیاست‌های زیست‌محیطی بوده است (لارویی[۵]، ۲۰۰۰). همواره این پرسش مطرح می باشد که باید چه سیاستی را در زمینه محیط‌زیست اتخاذ نمود (ویوین[۶]، ۲۰۰۶) و اینکه رویکرد مناسب در حل مشکلات زیست‌محیطی کدام است؟ در مورد حفاظت از محیط‌زیست، می‌توان از سه رویکرد مختلف نام برد.

1. Kianpour (2008)
2. Boubakri *et al*. (2010)
3. Heidari *et al*. (2013)
4. Arianmehr *et al*. (2014)
5. Larrue (2000)
6. Vivien (2006)

رویکرد نخست، مبتنی بر نقش اساسی دولت در امر حفاظت از محیط‌زیست است (رویکرد دولت‌محور). براین‌اساس، اجرای بسیاری از سیاست‌ها و قوانین و مقررات مربوط به تضمین این حق، در ید انحصاری دولت است و ازآنجاکه امر حفاظت از محیط‌زیست، دارای جنبه‌های عمومی و حاکمیتی است، نقش نهادها و سازمان‌های اجرایی نیز در این زمینه قابل‌توجه است. نحوه اجرای سیاست‌های عمومی در این زمینه که معمولاً به‌عنوان تکلیف شهروندان و دولت از آنها یاد می‌گردد، ارتباط مستقیمی با تلقی دولت‌ها و شهروندان از این تکلیف عمومی دارد.

رویکرد دوم، حداقلی و مبتنی بر بدبینی به نهاد دولت بر امر حفاظت از محیط‌زیست استوار است. در این رویکرد، دولت‌ها نه‌تنها حافظان خوبی نیستند، بلکه حضور و نقش دهی به دولت‌ها در این زمینه، به معنای تخریب و نابودی محیط‌زیست خواهد بود. در این رویکرد، از دولت‌ها خواسته می‌شود که در امر حفاظت از محیط‌زیست، مداخله‌ای ننمایند و آن را به سایر بازیگران واگذار نمایند (رویکرد بدون دولت). این نظریه، تنها قائل به نقش نظارتی و حداقلی برای دولت است.

در نهایت، رویکرد سوم که مبتنی بر رویکرد همکاری محور در امر حفاظت از محیط‌زیست است. در این رویکرد، ضمن تعدیل دو نگاه پیش‌گفته، از وظیفه مشارکت بازیگران دولتی و بخش خصوصی صحبت می‌شود.

توافق کلی وجود دارد که سیاست‌های دولت‌ها در سراسر جهان محیط‌زیست را نادیده گرفته‌اند و هیچ اقدام استاندارد برای ارزیابی سیاست‌های دولتی زیست‌محیطی در کشورها وجود ندارد (بانک جهانی[1]، ۱۹۹۹) و اگر هم وجود داشته باشد، به‌خوبی اجرا نمی‌شود. در توافق‌نامه‌های بین‌المللی مربوط به مسائل محیط‌زیست، پیشرفت‌هایی به‌دست‌آمده است. بااین‌وجود، تاکنون این توافق‌های بین‌المللی بیشتر شبیه اعلامیه بوده و نتیجه ملموسی برای کمک به حل بحران‌های زیست محیطی جهان نداشته است.

به‌طورکلی، تخریب محیط‌زیست، به‌احتمال زیاد برای فقیرترین و آسیب‌پذیرترین جوامع است که اغلب، برای کسب درآمد به منابع طبیعی خود وابسته هستند و امکانات و فرصت‌های کمی برای جایگزینی سایر منابع دارند. کشورها در سراسر جهان، بیش از اندازه از جنگل‌ها، شیلات و ثروت‌های معدنی خود بهره‌برداری می‌کنند و آب‌وهوای خود را آلوده کرده‌اند تا سرعت رشد اقتصادی کوتاه‌مدت را افزایش دهند (اونیل و همکاران[2]، ۲۰۰۸). از دیدگاه اقتصادی، تمام آلودگی‌ها، نمی‌توانند به طور کامل کنترل شوند و تمام تخریب منابع طبیعی به طور کامل نمی‌تواند معکوس گردند. آلودگی و تخریب منابع طبیعی، باید به نقطه‌ای برسند که در آن، خسارت‌های حاشیه‌ای تخریب منابع طبیعی (از نظر اجتماعی) برابر با هزینه‌های حاشیه‌ای باشند که صرف کاهش یا کنترل این تخریب‌ها می‌شوند. بعد از برابری خسارت ها و هزینه های حاشیه ای، مزایای ناشی از هزینه کنترل این تخریب ها در

1. World Bank (1999)
2. O'Neill *et al*. (2008)

بلندمدت، بیشتر از هزینه های انجام شده خواهد بود (برنور و کوبی[1]، ۲۰۰۶). در رابطه با جبران خسارت‌های بین‌المللی که دولت‌ها به محیط‌زیست وارد می‌کنند، طبق رویکرد سنتی حقوق عمومی، مسؤولیت ناشی از خسارات زیست‌محیطی، برعهده دولت‌ها قرار می‌گرفت؛ اما به علت اینکه بخشی از این خسارات، ناشی از عملکرد بخش خصوصی است، ازاین‌رو، تحول مثبتی که در عرصه مسؤولیت بین‌المللی ایجاد شده، توسعه دامنه این نوع مسؤولیت به بخش خصوصی یا همان خصوصی‌سازی مسؤولیت ناشی از خسارات زیست‌محیطی است (مشهدی و شاه‌حسینی[2]، ۱۳۹۵).

هرچند امروزه، پیکره اصلی جامعه بین‌المللی را کشورها و سازمان‌های بین‌المللی دولتی تشکیل می‌دهند، اشخاص اعم از حقیقی یا حقوقی، شرکت‌های فراملی و چندملیتی و سازمان‌های بین‌المللی غیردولتی در شرایط خاص، در زمره اعضای جامعه بین‌المللی یا تابعان حقوق بین‌المللی محسوب می‌شوند (ضیایی بیگدلی[3]،۱۳۹۱). امروزه رویه انتقال مسؤولیت زیان‌های ناشی از آلودگی محیط‌زیست، به عاملان خصوصی انتقال یافته است و به بیان دیگر، در نظام بین‌المللی برخلاف گذشته، منحصراً دولت‌ها مسؤول نیستند؛ اگرچه در برخی مواقع، در صورت عدم امکان تحقق جبران خسارت توسط شرکت‌های خصوصی، دولت‌ها مجبور به جبران خسارت هستند. در ادامه، مکانیزم‌های اثرگذاری خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست بیان می‌شود.

۱-۲. مکانیزم اثرگذاری خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست از طریق کاهش تصدی‌گری دولت

در مورد نقش دولت در آلوده کردن محیط‌زیست، مطالعات مختلفی صورت‌گرفته، و نتایج مختلفی به‌دست آمده، اما در اکثر آنها، سهم دولت‌ها در انتشار آلاینده‌های هوا بسیار قابل‌توجه دانسته شده است، به‌گونه‌ای که به‌عنوان یکی از چالش‌های اساسی زیست‌محیطی محسوب می‌شود (حیدری و همکاران[4]، ۱۳۹۲). تأثیر هزینه‌های دولت بر کیفیت محیط‌زیست، ممکن است باعث افزایش کیفیت محیط زیست شود و یا اثر معکوس بر کیفیت محیط زیست داشته باشد.

از طرفی، هزینه‌های بالای دولت در کشورهایی که احتمال بیشتری وجود دارد تا این هزینه‌ها، سبب انتقال و توزیع مجدد منابع شود، به افزایش برابری درآمد منجر شده و در نتیجه، هزینه‌های دولت به‌صورت غیرمستقیم، به افزایش تقاضا برای کیفیت محیط‌زیست منتهی می‌شود. پس، اگر محیط‌زیست، یک کالای لوکس عمومی باشد، احتمال دارد که تقاضا برای این کالای لوکس افزایش یافته و باعث بهبود کیفیت محیط‌زیست شود؛ مخصوصاً در کشورهایی که بخشی از تولید ناخالص داخلی توسط دولت‌ها برای متغیرهای مختلف اقتصادی بویژه رفاه اجتماعی صرف می‌شود (فدریک و لوندستروم[5]، ۲۰۰۱). بر اساس نتایج مطالعهٔ لوپز و پالاسیوس[6] (۲۰۱۰) که نقش مخارج دولت و

1. Bernauer & Koubi (2006)
2. Mashhadi & Shahhosseini (2017)
3. Ziyai Begdali (2011)
4. Heidari et al. (2013)
5. Frederik & Lundström (2001)
6. Lopez & Palacios (2010)

مالیات زیست‌محیطی بر کیفیت آلودگی محیط‌زیست را برای ۲۱ کشور اروپایی در دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۵ بررسی کرده اند، کل هزینه‌های دولت به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده منفی و قابل‌توجه در مورد آلودگی هوا می باشد، حتی زمانی که این مصارف دولت برای کنترل هزینه‌های عمومی تنظیم می‌شود.

از طرف دیگر، بر اساس مطالعات برنور و کوبی[1] (۲۰۰۶)، افزایش سهم بخش دولتی در تولید ناخالص داخلی، با افزایش آلودگی هوا همراه است و این رابطه، توسط نوع دولت‌ها تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد. همچنین بر اساس مطالعه لوپز و همکاران[2] (۲۰۱۱)، افزایش اندازه کل دولت، بدون تغییر جهت آن و بدون داشتن برنامه‌ای خاص برای کنترل آلودگی هوا، تأثیر منفی بر کیفیت محیط‌زیست دارد و فعالیت بیشتر دولت، سبب افزایش آلودگی هوا می‌شود. بنابراین، دولت‌ها می‌توانند در جایگاه اتخاذ سیاست‌های محافظ محیط‌زیست قرار گیرند. اما دغدغه فعالیت‌های اقتصادی دولت، بیشتر برای رشد و توسعه اقتصادی بوده، همان افزایش رشدی که علت اصلی بیشتر آسیب‌های زیست‌محیطی است.

۲-۲. مکانیزم اثرگذاری خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست از طریق توسعه پایدار

از دیدگاه توسعه پایدار، تضادی بین رشد اقتصادی و حفظ و بهبود وضعیت محیط‌زیست وجود ندارد، و برای تحقق اهداف توسعه پایدار، باید به ابعاد مختلف فعالیت‌ها اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی، از جمله به پایداری برنامه‌ریزی در بخش محیط‌زیست در مصرف بهینه منابع و حفاظت محیط‌زیست توجه کرد و ازآنجاکه استفاده بهینه و کارا از منابع طبیعی، از اهداف اصلی خصوصی‌سازی است، به‌عنوان رکن اصلی در برنامه‌های توسعه اقتصادی به آن توجه می‌شود. توسعه پایدار، سبب حفاظت از منابع ارضی، منابع آب و منابع ژنتیکی گیاهی و جانوری می‌شود و نه‌تنها عامل تخریب محیط‌زیست نیست، بلکه از نظر فنی، مناسب، از لحاظ اقتصادی، باارزش و از جهت اجتماعی، مقبول است (اهداف توسعه پایدار[3]، ۲۰۲۱).

مفهوم توسعه پایدار، ایجاد تعادل و توازن بین منابع و مصارف کره زمین و رکن اصلی رسیدن به پایداری است. توسعه پایدار بر سه‌پایه توسعه اقتصادی، اجتماعی و محیط‌زیستی استوار است. در تعریف جدید، تصمیم‌سازی برای رسیدن به توسعه پایدار، تنها وظیفه و حق دولت‌ها نیست، بلکه سازمان‌های غیردولتی، بخش خصوصی و نهادهای اجتماعی و مدنی، همگی شرکایی با حقوق برابر هستند (پوراصغر سنگاچین[4]، ۱۳۹۴).

میزان فرصت‌هایی که خصوصی‌سازی برای بهبود محیط‌زیستی ارائه می‌دهد و می‌تواند به طور مؤثر بهره‌برداری شود، بستگی به عوامل بسیاری دارد از جمله: تعهد دولت به تدوین ملاحظات محیطی

1. Bernauer & Koubi (2006)
2. Lopez *et al*. (2011)
3. Sustainable Development Goals (2021)
4. Pourasghar Sangachin (2014)

در مذاکرات و توافق‌نامه‌های فروش در چهارچوب مقررات زیست‌محیطی موجود، استانداردها و ظرفیت مؤسسات نهادی و تعهد به اجرای قوانین زیست‌محیطی، انگیزه‌ها و تعهدات زیست‌محیطی خریداران. از سوی دیگر، دولت‌های میزبان، می‌توانند از فرصت‌های ارائه شده توسط خصوصی‌سازی بهره‌مند شوند تا اطمینان حاصل گردد که شرکت‌های خصوصی با شرایط محیط‌زیست داخلی مواجه شوند و از منابع مالی خود برای تولید مزایای زیست‌محیطی در عملیات خود استفاده کنند. در صورت توجه به ملاحظات زیست‌محیطی و اجتماعی به‌عنوان بخشی از چهارچوب نظارتی گسترده‌ای که شرکت‌های خصوصی به آن توجه می‌کنند، می‌توان نتیجه‌های خصوصی‌سازی پایدارتری را به دست آورد. دولت‌ها، بخش کسب‌وکار و جامعه مدنی، نقش مهمی را در ایجاد شرایط برای تحقق نتایج محیطی پایدار از خصوصی‌سازی ایفا می‌کنند (بانک جهانی[1]، ۲۰۰۰).

نقش توسعه و خصوصی‌سازی در اداره محیط‌زیست در زمینه بین‌المللی، تأثیرات منفی و همچنین مثبت دارد. علاوه بر این، عواقب منفی، اغلب در معرض غفلت قرار می‌گیرند و به دلیل اینکه اثربخشی توسعه و خصوصی‌سازی بر اساس عملکرد اقتصادی استوار است، زیرا از یک‌طرف افزایش رشد و توسعه اقتصادی، به معنای استفاده بیشتر از منابع طبیعی و زیست‌محیطی است که تولید را افزایش می‌دهد که افزایش رفاه اجتماعی را به دنبال دارد و از طرف دیگر، تولید نامطلوب و آلاینده‌ها را ایجاد می‌کند که مسبب اصلی تخریب محیط‌زیست هستند. ازآنجاکه تعداد کمی از کشورهای درحال‌توسعه به علل اصلی تخریب محیط‌زیست و منابع طبیعی در حال مقابله هستند، در نتیجه، نتوانسته‌اند به طور کامل، تحریفات سیاسی و شکست‌های بازار را بررسی کنند تا با پی‌بردن به اهمیت مزایای حاصل از حفاظت محیط‌زیست و منابع طبیعی، به تخریب کمتر آن کمک کند (پریزیا[2]، ۲۰۰۱).

به طور خاص، توسعه و خصوصی‌سازی باید با اصلاحات همراه باشد، اصلاحات ساختاری و قانون کار در برنامه‌های اجتماعی و بازنشستگی و محیط‌زیست و همچنین قوانینی که مسؤولیت شرکت‌های دولتی و یا سرمایه‌گذاران بخش خصوصی را برای محافظت از جوامع آسیب‌دیده و ایجاد تعادل بین رشد اقتصادی و تخریب کمتر محیط‌زیست، افزایش می‌دهد (احمدوند[3]، ۱۳۹۲).

۳-۲. مکانیزم اثرگذاری خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست از طریق سیاست‌های تجاری

یک نگرانی کلی برای محیط‌زیست، این است که اقتصاد جهانی، اغلب به گسترش فعالیت‌های توسعه و خصوصی‌سازی و سیاست‌های بین‌المللی متکی است که این سیاست‌های تجاری، شرایط سلامت و قوانین بهداشتی و محیط‌زیست را تضعیف می‌کند؛ در حالی که برخی از رهبران جنبش های محیط‌زیستی، معتقدند که نوع مناسب جهانی‌سازی، می‌تواند کیفیت زندگی مردم را در سراسر جهان

1. World Bank (2000)
2. Prizzia (2001)
3. Ahmadvand (2013)

بهبود بخشد، آنها هشدار می‌دهند که تجارت بین‌المللی و فعالیت‌های خصوصی، باید با حفاظت از محیط‌زیست، و توزیع منصفانه ثروت منطبق شود (پریزیا، ۲۰۰۱).

چشم‌انداز بهبود دسترسی صادرات به بازارهای غربی، یک انگیزه مهم برای پذیرش سیستم‌های مدیریت جهانی محیط زیست از جمله سیستم مدیریت زیست‌محیطی ایزو ۱۴۰۰۱ است. در نتیجه، تصویب سیستم‌های مدیریت محیط زیست، پیشرفت قابل‌توجه تجاری در بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه و گذار، بویژه در آمریکای لاتین و اروپای مرکزی صورت گرفته است (نیکولاس و همکاران[1]، ۱۹۹۹). صادرات رقابتی، یکی از اهداف اصلی خصوصی‌سازی در بسیاری از کشورها است. دسترسی به بازارهای جدید، بویژه بازارهای با مقررات زیست‌محیطی قوی که در آن، تقاضا برای کالاها و خدمات سازگار با محیط زیست را امکان‌پذیر می‌سازد، با تقویت ارتباط با شرکای تجاری با استفاده از شیوه‌های مدیریت زیست‌محیطی پیشرفته، فرصت‌های گسترده‌تر را برای توسعه خطوط تجاری جدید و بهبود عملکرد زیست‌محیطی فراهم می‌آورد؛ اگرچه منگ و همکاران[2] (۲۰۰۹)، تأکید که اثرات آزادسازی اقتصاد یا باز بودن تجاری بر محیط‌زیست، به سطح توسعه کشورها بستگی دارد و دریافتند که جهانی‌شدن اقتصادی، سبب کاهش سطح گازهای گلخانه‌ای در کشورهای توسعه‌یافته و افزایش انتشار این آلاینده‌ها در کشورهای درحال‌توسعه شده است.

۲-۴. مکانیزم اثرگذاری خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست از طریق مقررات زیست‌محیطی

برای ملزم کردن شرکت ها جهت استفاده از تجهیزات کاهنده آلاینده ها در بسیاری از کشورها، قوانین زیست محیطی و ابزار نظارتی اقتصادی وضع می شود که لازم الاجرا هستند. پورتر[3] (۱۹۹۱)، بیان می‌کند که عملکرد زیست‌محیطی بهتر، ممکن است برای شرکت ها مفید باشد، زیرا آلودگی نشانه‌هایی از عدم کارآیی اقتصادی بوده، و بر اساس «فرضیه پورتر»، آلودگی به علت عدم کارآیی به‌کارگیری عوامل تولید مخصوصاً در فرایند تولید شرکت‌ها است؛ که بویژه فرضیه پورتر در درازمدت معتبر است، زیرا احتمال دارد که شرکت‌ها برای تنظیم مجدد و تنظیم مقررات زیست‌محیطی جدید، به زمان نیاز داشته باشند. به دنبال ایده پورتر، دو رویکرد وجود دارد؛ که یکی، رویکرد تجدیدنظر طلبان و دیگری، رویکرد سنت‌گرایان است.

در رویکرد اول، «تجدیدنظر طلبان» پیشنهاد می کنند که تنظیم مقررات زیست‌محیطی، می تواند به ایجاد شرایطی منجر شود که در آن، رفاه اجتماعی و همچنین مزایای شرکت‌های خصوصی قابل افزایش است. طبق گفته آنها، هزینه‌های صرف شده برای محیط‌زیست و به‌کارگیری تکنولوژی و نوآوری، می‌تواند به‌صورت غیرمستقیم، به نفع شرکت‌ها بوده، و تأثیر مثبت روی عملکرد شرکت‌های خصوصی و همچنین رفاه اجتماعی داشته باشد. آنها از رویکرد دیگر که رویکرد «سنت گرایان» است، انتقاد می کنند که طبق گفته آنها، از تأثیر مثبت نوآوری جلوگیری کرده و

1. Nicholas *et al*. (1999)
2. Manag *et al*. (2009)
3. Porter (1991)

مقررات زیست‌محیطی را به‌عنوان هزینه در نظر می گیرند که سبب افزایش هزینه‌های تولید در اقتصاد می شود. به طور سنتی، استدلال شده است که مقررات زیست‌محیطی به‌عنوان یک نوع هزینه‌های اضافی برای شرکت‌ها محسوب می‌شود.

آروسین و پریس[1] (۲۰۰۲) در صنعت برق، نیروگاه اسپانیا را مورد بررسی قرار داده و دریافته اند، در شرایطی که قوانین و مقررات سخت‌گیرانه در محیط‌زیست وجود دارد، نیروگاه بخش خصوصی از نظر عملکرد زیست‌محیطی، بهتر از نیروگاه‌های بخش دولتی عمل می‌کنند و انتشار آلاینده‌های مانند دی‌اکسید گوگرد کمتر است. از طرف دیگر، یافته‌های آنها، فرضیه پورتر را تأیید می کند. فرضیه پورتر بیان می دارد که مقررات زیست‌محیطی، می‌تواند فرصت‌های جدیدی را برای شرکت‌های خصوصی درجهت ایجاد نوآوری و تولید محصولاتی که با محیط‌زیست سازگارتر هستند را فراهم و به تبع آن، راهی را برای به حداکثر رساندن منافع بلندمدت ایجاد می کند (گونزالز و پورتیرو[2]، ۲۰۰۹).

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. مطالعات داخلی

شفیعی[3] (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی چالش‌های خصوصی‌سازی در اقتصاد ایران و مطالعه موردی صنعت نفت»، با بیان تعاریف، نظریات، اهداف و چالش‌های مربوط به حوزهٔ خصوصی‌سازی، هم به‌صورت کلی و هم، با درنظرگرفتن واگذاری‌های صنعت نفت و همچنین مطالعه اصل ۴۴ که واگذاری منابع طبیعی و ضوابط آن را تعیین می‌کند، به اثرات و منافع واگذاری‌ها می‌پردازد. در نهایت، با استفاده از روش کتابخانه ای، نتیجه می گیرد که هر کشور، باتوجه‌به بسترهای اقتصادی، نهادهای مختلف و زیرساخت‌هایی که دارد، باید بتواند موانع موجود را شناسایی کرده و با اتخاذ سیاست و روش‌های مناسب، آنها را رفع نماید.

پوراحمدی و همکاران[4] (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای، به بررسی آسیب‌شناسی اجرای خط‌مشی‌های خصوصی‌سازی در ایران با استفاده از روش مصاحبه نیمه ساخت یافته می‌پردازند. تحقیق آنها با استفاده از روش تحلیل مضمونی انجام شده است و در نهایت، به این نتیجه رسیده اند که اجرای ناقص، غیرعلمی و سیاست‌زده خصوصی‌سازی در ایران، سبب شده که با وجود تلاش‌های بسیار، از مزایای آن برای کشور کاسته، و مضرات آن تشدید شده است.

مهربان‌فر[5] (۱۳۹۵)، به بررسی آسیب‌شناسی خط‌مشی‌گذاری دولت در عرصه خصوصی‌سازی بر مبنای نظریه داده‌بنیاد و با استفاده از روش مصاحبه کدگذاری شده پرداخته است. آنها به این نتیجه رسیدند، برخلاف آنچه که پیش‌بینی می‌شد، خصوصی‌سازی، بدل به یک معضل پایدار در عرصه

1. Arocena & Price (2002)
2. Gonzalez & Porteiro (2009)
3. Shafiei (2018)
4. Poorahmadi *et al*. (2018)
5. Mehrabanfar (2016)

خط‌مشی‌گذاری دولت‌های مختلف شده است. بر اساس تحقیقات به‌دست‌آمده، عوامل آسیب‌زا در چهار دسته کلی فرهنگی، اجتماعی، اقتصادی و سیاسی تفکیک شده، و بیشتر وزن اصلی را به عوامل سیاسی – اقتصادی داده‌اند.

هوشمند و همکاران[1] (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای، به تحلیل عملکرد شرکت‌های واگذار شده به بخش خصوصی (از طریق بورس اوراق بهادار) طی برنامه سوم توسعه با استفاده از روش آمار استنباطی پرداخته اند. در این پژوهش از نسبت‌های مالی شرکت‌ها به عنوان شاخص‌های عملکرد آن‌ها استفاده شده است. این پژوهش، به بررسی عملکرد شرکت‌های واگذار شده به بخش خصوصی در ایران قبل از واگذاری و پس از آن می‌پردازد. نتایج تحقیق، نشان می‌دهد که در شرکت‌های واگذار شده به بخش خصوصی از طریق بورس اوراق بهادار، دو سال پس از واگذاری به بخش خصوصی، شاخص‌های عملکرد شرکت‌ها بهبود نیافته است.

علی‌محمد[2] (۱۳۸۸)، در پژوهش خود، به بررسی مقایسه‌ای عملکرد شرکت های خصوصی‌سازی شده قبل و بعد از واگذاری با استفاده از روش پرسشنامه و مدل آنالیز صورت های مالی پرداخته است. نتایج تحقیق نشان داده که واگذاری شرکت ها به بخش خصوصی در هر یک از ابزارهای ارزیابی عملکرد شرکت‌ها شامل نسبت Q توبین، ارزش‌افزوده اقتصادی و ارزش‌افزوده بازار میانگین آنها بعد از خصوصی سازی افزایش‌یافته است و در نتیجه، خصوصی‌سازی به بهبود عملکرد شرکت‌های واگذار شده منجر می گردد.

با بررسی مطالعات داخلی صورت‌گرفته در زمینه خصوصی‌سازی در کشور، ملاحظه می شود که تنها به بررسی آسیب‌شناسی اجرای خصوصی‌سازی و موانع و مزایای آن پرداخته‌اند و بر اساس بررسی‌های نگارندگان، هیچیک از این مطالعات، اثرات خصوصی‌سازی بر اقتصاد و محیط‌زیست را به‌صورت کمی مورد بررسی قرار نداده‌اند و پژوهش حاضر در این راستا، منحصربه‌فرد بوده و دارای نوآوری است.

۲-۳. مطالعات خارجی

ژین و تان[3] (۲۰۲۱)، اثرات خصوصی‌سازی بر تحقیق و توسعه زیست‌محیطی (ER&D)، کیفیت زیست‌محیطی و رفاه اجتماعی را در یک بازی دو مرحله‌ای، از انحصار دوجانبه آلوده‌کننده با درنظر گرفتن مالیات زیست‌محیطی برونزا بررسی کرده اند. آنها بیان می‌دارند که هنگامی دولت مالیات زیست‌محیطی برونزا را بر آلودگی وضع می‌کند، هم شرکت دولتی و هم شرکت خصوصی، از فناوری تولید پاک‌تر برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای استفاده می‌کنند. عمدتاً شرکت عمومی کمتر به محیط‌زیست اهمیت می‌دهد، اما خصوصی‌سازی هم ER&D شرکت‌ها و هم محیط‌زیست را بهتر می‌کند.

1. Hoshmand *et al*. (2011)
2. Alimohammad (2009)
3. Xing & Tan (2021)

تسای و همکاران[1] (۲۰۱۶)، در مطالعه‌ای، نقش تحقیقات و توسعه زیست‌محیطی در خصوصی‌سازی و تأثیر خصوصی‌سازی بر محیط‌زیست را بررسی می‌کنند. آنها نشان می‌دهند که در یک چهارچوب اقتصاد دوجانبه، خصوصی‌سازی نمی‌تواند به طور همزمان، تلاش‌های نقش تحقیقات و توسعه زیست‌محیطی شرکت‌های دولتی و خصوصی را تسریع کند؛ ولی می‌تواند یکی را افزایش دهد، اما سرمایه‌گذاری شرکت دیگر را کاهش می‌دهد یا ممکن است تلاش‌های هر دو شرکت را کاهش دهد.

پال و ساها[2] (۲۰۱۵)، به بررسی مالیات آلودگی، خصوصی‌سازی جزئی و محیط‌زیست پرداختند. آنها رابطه خصوصی‌سازی و محیط‌زیست را در بهینه‌یابی اجتماعی یک بازار- دو محصول- دو شرکت بررسی کردند. هر دو شرکت داخلی، اما یکی عمومی است. باتوجه‌به انحصار دوجانبه که زمانی خصوصی‌سازی و مالیات بر آلودگی با هم استفاده می‌شوند، نتیجه متفاوت بوده، و نتیجه‌گیری این مطالعات، نشان می‌دهد که آسیب‌های محیطی در سطح خصوصی‌سازی، غیریکنواخت است. صرف‌نظر از اینکه آیا شرکت عمومی در مورد محیط‌زیست نگران است یا نه، بستگی به نگرانی شرکت‌های عمومی برای محیط‌زیست دارد. اگر شرکت دولتی در مورد محیط‌زیست بی‌اعتنا باشد، خصوصی‌سازی به محیط‌زیست نیز آسیب خواهد رساند؛ اما وقتی که شرکت عمومی نگران محیط‌زیست باشد، خصوصی‌سازی، محیط‌زیست را بهبود خواهد بخشید. اگر شرکت‌ها در مورد محیط‌زیست نگران نباشند، رابطه بین خصوصی‌سازی و آسیب‌های زیست‌محیطی، یک الگوی U معکوس را نشان می‌دهد.

در مطالعه پی و همکاران[3] (۲۰۱۳)، اثرات اقتصادی ناشی از خصوصی سازی بر آلودگی محیط‌زیست را در یک انحصار دوجانبه مختلط بررسی کرده، و به این نتیجه رسیده اند که هرگاه کشور بخواهد سیاست خصوصی‌سازی را در پیش گیرد، باید در معادلات اقتصادی هر دو متغیر خصوصی‌سازی و آلودگی محیط زیست را همزمان در نظر بگیرد، و آنها را با هم مقایسه کند و هنگام اجری سیاست خصوصی‌سازی، باید به زیانی که ممکن است به محیط زیست وارد کند، برآورد نمایند و اگر زیان وارده به محیط‌زیست بیشتر باشد، باید از اجرای این سیاست خودداری کنند.

بلادی و چائو[4] (۲۰۰۶)، در پژوهش خود، با حداکثرسازی تابع سود بنگاه خصوصی شده، به بررسی این موضوع پرداختند که آیا خصوصی‌سازی، محیط‌زیست را بهبود می‌بخشد؟ این مقاله، نشان داده است که خصوصی‌سازی، می‌تواند بر محیط، تأثیر منفی داشته باشد. برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، مالیات آلودگی استاندارد موردنیاز است و نرخ مالیات باید برای مقابله با آسیب‌های ناشی از آلودگی تنظیم شود. بااین‌وجود، هنگامی که بازار کاملاً رقابتی نیست، برای جبران کمبود تولید و توجه به مازاد مصرف‌کننده برای شرکت خصوصی به طور جزئی، تولید باید یارانه بگیرد. به دلیل اثر دوم، خصوصی‌سازی به‌منظور به حداکثر رساندن سود، تولید را کاهش می‌دهد و ازاین‌رو، نرخ مالیات

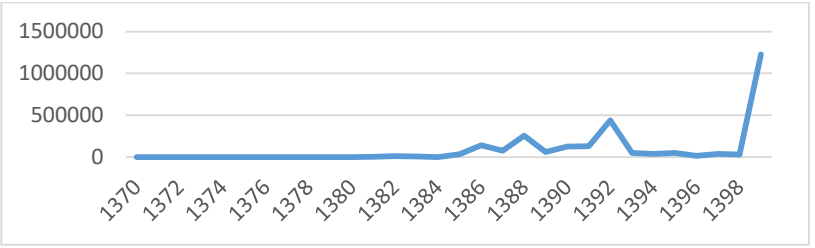
1. Tesi *et al*. (2016)
2. Pal & Saha (2015)
3. Pi *et al*. (2013)
4. Beladi & Chao (2006)

پایین‌تر را تشویق می‌کند؛ اما کاهش نرخ مالیات، تأثیر مثبتی بر تولید دارد و بنابراین، با تناقضی روبه رو خواهیم شد که خصوصی‌سازی، به محیط‌زیست آسیب می‌رساند.

در مطالعه ارن‌هارت و لیزال[1] (۲۰۰۶)، به بررسی تأثیر ساختار مالکیت شرکت‌ها بر عملکرد مالی شرکت‌ها و آلودگی محیط‌زیست پرداخته است. تجزیه‌وتحلیل شرکت‌های کشور چک که از سال ۱۹۹۳ تا ۱۹۹۸ توسط انتشار آلاینده‌های هوا محاسبه می‌شود، شواهدی را در مورد موفقیت عملکرد مالی شرکت‌ها و بهبود عملکرد محیط زیستی ارائه می‌دهد. نتیجه اینکه، مالکیت شرکت‌هایی که بیشتر سبب آلودگی محیط‌زیست می‌شوند، شرکت‌های دولتی اند و اگر خصوصی شوند، لازم است دولت نظارت شدیدی بر عملکرد آنها داشته باشد تا از آلودگی محیط‌زیست بپرهیزند.

۴. روند خصوصی‌سازی و انتشار آلودگی در ایران

در کشور ما، سیاست خصوصی‌سازی از سال ۱۳۶۸ آغاز، اما به‌صورت جدی با ابلاغ سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی در سال ۱۳۸۴ پیگیری شد. موضوعی که اغلب تحت عنوان انقلاب اقتصادی در کشور از آن تعبیر می‌شود (احمدوند، ۱۳۹۲). در نمودار شماره ۱، ارزش کل واگذاری سهام به بخش خصوصی طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ گزارش شده است.



مأخذ: سازمان خصوصی‌سازی

نمودار ۱: ارزش کل واگذاری سهام به بخش خصوصی (میلیارد ریال)

در حال حاضر، روش‌های واگذاری شرکت‌ها به بخش خصوصی در کشور عمدتاً به‌صورت واگذاری مالکیت از طریق فروش کل سهام یا بخشی از سهام شرکت‌های عمومی و وابسته به دولت، به بخش‌های غیردولتی از طریق بورس، فرابورس، مزایده و مذاکره و به یکی از سه طریق تدریجی، بلوکی و ترجیحی انجام می‌شود. در جدول شماره ۱، عملکرد سازمان خصوصی‌سازی در واگذاری سهام و دارایی‌های متعلق به دولت و شرکت‌های دولتی بر اساس حجم واگذاری ارائه شده است.

از ۲۷۶۸۵۸۷ میلیارد ریال سهام واگذار شده طی بازه زمانی ۱۳۸۰ لغایت ۱۳۹۹، ۶۵ درصد واگذاری‌ها، به‌صورت بلوکی انجام پذیرفته، ۷/۱۸ درصد از واگذاری‌ها، به‌صورت عرضه‌های تدریجی و روزانه در بازار سرمایه، ۰/۵۹ درصد، به‌صورت سهام ترجیحی و ۲۷/۲۱ درصد، به‌صورت رد دیون بوده

1. Earnhart & Lizal (2006)

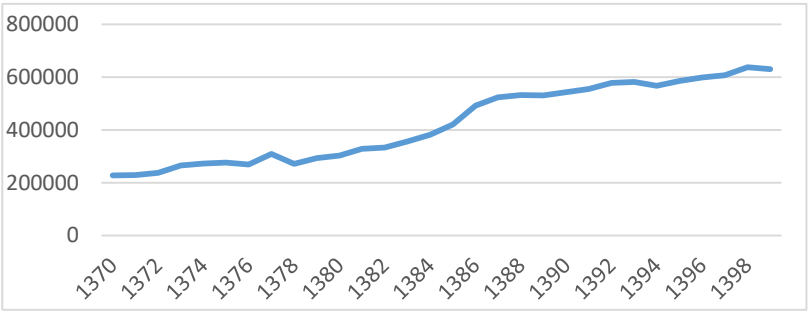
است (گزارش عملکرد سازمان خصوصی‌سازی، ۱۳۹۹). نمودار شماره ۲، آمار مربوط به انتشار گاز آلوده‌کننده دی‌اکسیدکربن در ایران طی سال های ۱۳۷۰-۱۳۹۹ را نشان می‌دهد که با افزایش حجم واگذاری‌ها بویژه از سال ۱۳۸۰ به بعد، میزان انتشار آلودگی نیز افزایش پیدا کرده است.

جدول ۱: واگذاری به تفکیک حجم واگذاری‌های سهام ۱۳۸۰-۱۳۹۹

(ارزش بر حسب میلیارد ریال)

سال	بلوکی	تدریجی	ترجیحی	رد دیون
۱۳۸۰	۰	۱۹۹	۲	۰
۱۳۸۱	۱۳۸۸	۱۷۱۳	۱۱۵	۰
۱۳۸۲	۱۱۰۵۲	۱۱۴۷	۵۵	۰
۱۳۸۳	۵۶۰۹	۱۵۲۵	۴۳	۰
۱۳۸۴	۴۸۸	۳۱۸	۲۰	۰
۱۳۸۵	۳۱۶۸۲	۲۳۵۰	۵۸	۰
۱۳۸۶	۱۳۶۶۹۸	۴۵۶۸	۲۱۷۶	۰
۱۳۸۷	۶۷۵۹۲	۶۵۱۱	۴۰۶۴	۰
۱۳۸۸	۲۴۸۳۵۷	۳۸۵۹	۲۸۸۰	۰
۱۳۸۹	۵۶۷۶۴	۲۵۴۴	۱۷۹۲	۰
۱۳۹۰	۱۲۷۰۴۹	۱۲۶۸	۱۴۸	۰
۱۳۹۱	۱۲۶۷۰۴	۲۶۹۲	۱۰۹۷	۰
۱۳۹۲	۴۲۵۵۰۱	۱۴۲۲۲	۸۷۵	۰
۱۳۹۳	۵۱۶۱۵	۳۰۵	۳۴۶	۰
۱۳۹۴	۵۱۶۱۵	۵۶۷۶	۲۰۱۲	۰
۱۳۹۵	۴۷۸۹۴	۱۲۷۹	۴۲۴	۰
۱۳۹۶	۱۵۴۴۵	۳	۱۳۲	۰
۱۳۹۷	۳۸۴۵۷	۲۹۶	۱۳۷	۰
۱۳۹۸	۲۸۹۳۱	۳۲۸۹	۰	۰
۱۳۹۹	۳۲۶۹۶۱	۱۴۵۰۸۵	۰	۷۵۳۵۶۰
جمع کل	۱۷۹۹۸۰۲	۱۹۸۸۴۹	۱۶۳۷۶	۷۵۳۵۶۰
در صد از کل واگذاری‌ها	٪۶۵	٪۷/۱۸	٪۰/۵۹	٪۲۷/۲۱

مأخذ: سازمان خصوصی‌سازی



مأخذ: ترازنامه انرژی، وزارت نیرو و سازمان بین المللی انرژی

نمودار ۲: مقدار انتشار دی‌اکسیدکربن طی سال‌های ۹۹-۱۳۷۰ (کیلو تن)

۵. تصریح و برآورد مدل

۵-۱. تصریح مدل و معرفی متغیرها

مدل تصریح شده برای این پژوهش، از مطالعات تالوکدار و میسنر[1] (۲۰۰۱) و کائو و همکاران[2] (۲۰۲۲) بهره گرفته شده است.

$$CO_2 = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 GS + \alpha_3 KOF + \alpha_4 K + \alpha_5 INDUST + \alpha_6 GDP + \alpha_7 HDI + \varepsilon_t \quad (1)$$

در مدل (۱)، متغیرهای وابسته انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به‌عنوان شاخص آلودگی در نظر گرفته شده و داده آنها از ترازنامه انرژی وزارت نیرو و سازمان بین المللی انرژی به دست آمده، و متغیرهای توضیحی شامل شاخص واگذاری سهام به بخش خصوصی به‌عنوان شاخص خصوصی‌سازی (P) که داده‌های آن، از سازمان خصوصی‌سازی گرفته شده، شاخص اندازه دولت (GS)، شاخص سرمایه‌گذاری داخلی (K) و شاخص تولید ناخالص داخلی بدون نفت (GDP) که داده‌های آن از بانک مرکزی و همچنین شاخص جهانی‌شدن اقتصادی (KOF) از وب‌سایت شاخص جهانی‌شدن KOF، متغیر ارزش‌افزودهٔ صنعت (INDUST) و شاخص توسعهٔ انسانی (HDI)، از سایت بانک جهانی استخراج شده است.

۵-۲. داده ها و روش تحقیق

در مطالعه حاضر، تأثیر خصوصی‌سازی بر آلودگی محیطزیست در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۰ با استفاده از داده‌های سازمان خصوصی‌سازی، بانک مرکزی ایران، بانک جهانی، وب‌سایت شاخص جهانی‌شدن و ترازنامه انرژی وزارت نیرو، بررسی شده است. همچنین به‌منظور بررسی رابطه بین متغیرها، از روش خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان استفاده می‌شود. در

1. Talukdar & Meisner (2001)
2. Cao *et al*. (2022)

این روش، ابتدا طول وقفه بهینه مدل مشخص و سپس مانایی داده‌ها از طریق آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز[1] (۱۹۹۲) با درنظرگرفتن شکست ساختاری بررسی می گردد.

در مرحله بعد، آزمون های هم انباشتگی، همبستگی سریالی، واریانس ناهمسانی و آزمون دایره ریشه های معکوس چندجمله‌ای، مورد بررسی قرار گرفته و در پایان، نتایج تابع واکنش آنی مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان ارائه خواهد شد. برای این منظور، میزان انتشار آلاینده زیست‌محیطی دی‌اکسیدکربن به کار گرفته شده و متغیر خصوصی‌سازی بوده که برای این متغیر، از ارزش واگذاری‌های سهام و دارایی‌های بخش دولتی به بخش خصوصی، استفاده شده است.

مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان بر خلاف مدل خود رگرسیون برداری، امکان محاسبه ضرایب متغیر در طول زمان را فراهم می کند. در اقتصاد کلان به علت تغییر شرایط، شکست ساختاری و تغییرات سیکلی در سری های زمانی مشاهده می گردد و درنتیجه، مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان، ما را قادر می سازد تا ماهیت تغییر زمانی ساختار اقتصادی را به طور قوی و دقیق به دست آوریم (دل نگرو و اوتروک[2]، ۲۰۰۸؛ کوروبیلیس[3]، ۲۰۱۳).

در مدل سازی VAR بیزی، VAR (احتمالاً محدود) را می‌توان به‌صورت زیرنوشت:

$$y_t = Z_t \beta + \varepsilon \qquad (۲)$$

در بسیاری از کاربردهای اقتصاد کلان، ثابت فرض کردن β مطلوب نیست، بلکه درست آن است که فرض شود β به تدریج با گذشت زمان تغییر پیدا کند. یک نسخه استاندارد TVP-VAR در بخش بعدی از طریق بسط VAR به صورت زیر مورد بحث قرار می گیرد:

$$y_t = Z_t \beta + \varepsilon_{t'} \qquad (۳)$$

که در آن:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{t'} \qquad (۴)$$

بنابراین، اجازه داده می‌شود که ضرایب VAR به‌تدریج باگذشت زمان تغییر کند. این یک مدل فضای حالت بوده، و علاوه بر این، فرض کردیم که $\varepsilon_t, i.i.d$ با توزیع $N(0.\Sigma)$ باشد و درنتیجه، این مدل، مدل همسانی واریانس است. در اقتصاد کلان عملی، اغلب اهمیت دارد که ماتریس کوواریانس خطا در طول زمان تغییر کند (مثلاً در نتیجه تعدیل بزرگ[4] چرخه تجاری) و در چنین مواردی، مطلوب است که ε_t، i.i.d با توزیع $N(0.\Sigma_t)$ فرصت شود تا امکان ناهم واریانسی فراهم گردد.

ملاحظات فوق، این انگیزه را ایجاد می‌کند که چرا قبل از اینکه TVP-VARها و دیگر مدل های دارای رابطه مستقیم تر برای اقتصاد کلان را دنبال کنیم. باید بخشی را بر روی مدل های فضا حالت ایجاد کنیم. این فصل را قبل از هر چیز، با بحث در رابطه با روش های بیزی برای مدل فضای حالت

1. Zivot & Andrews (1992)
2. Del Negro & Otrok (2008)
3. Korobilis (2013)
4. Great Moderation

خطی نرمال شروع می کنیم. از این روش ها، می توان برای مدل سازی تکامل ضرایب VAR در TVP-VAR استفاده کرد. متأسفانه نوسانات تصادفی را نمی توان به فرم مدل فضای حالت خطی نرمال نوشت؛ بنابراین، بعد از بحث مختصر و کلی در ارتباط با مدل سازی فضای حالت غیرخطی، روش های بیزی برای مدل های فضای حالت غیرخطی مخصوص بهره که شامل نوسانات تصادفی است معرفی می شود (با استفاده از: دل نگرو و اوتروک[1]، ۲۰۰۸؛ کوروبیلیس[2]، ۲۰۱۳).

ما یک نشانه گذاری قراردادی را که معمولاً در مبحث فضای حالت مورد استفاده قرار می گیرد، انتخاب می کنیم؛ یعنی اگر a_t یک کمیت زمانی t باشد (برداری از حالت ها یا داده) بنابراین $a^t = (a_1' \ldots . a_t')'$ تمام a^tها را تا زمان t جمع می کند؛ بنابراین به طور نمونه، y^T نشان دهنده کل نمونه داده بر متغیرهای وابسته و β^T بردار دربرگیرنده کل حالت ها است.

فرمول کلی مدل فضای حالت خطی نرمال (که شامل TVP-VAR تعریف شده در بالا به‌عنوان حالت خاص است) به‌صورت زیر می باشد:

$$y_t = W_t \delta + Z_t \beta_t + \varepsilon_{t'} \quad (۵)$$

و

$$\beta_{t+1} = \Pi_t \beta_t + u_{t'} \quad (۶)$$

که در آن، y_t یک بردار $\mathrm{M}\times 1$ شامل مشاهدات بر روی M متغیر سری زمانی است و ε_t یک بردار $\mathrm{M}\times 1$ خطاها است و W_t ماتریس معین $\mathrm{M}\times p_0$ (مثلاً می تواند شامل متغیرهای وابسته تأخیری یا دیگر متغیرهای توصیفی با ضرایب متغیر باشد). δ یک بردار $p_0 \times 1$ پارامترها است. Z_t ماتریس معین $M \times k$ (مثلاً می‌تواند شامل متغیرهای وابسته وقفه دار یا دیگر متغیرهای توصیفی با ضرایب متغیر باشد) بوده، و β_t یک بردار $\mathrm{K} \times 1$ پارامترها است که در طول زمان، تکامل پیدا می کند (اینها را حالت می نامند). فرض می کنیم ε_t یک $N(0.\Sigma_t)$ مستقل بوده، و u_t یک بردار $\mathrm{K} \times 1$ باشد که $N(0.\mathrm{Q}_t)$ مستقل است. ε_t و u_s به ازای کل مقادیر s و t مستقل از یکدیگرند. Π_t یک ماتریس $\mathrm{K} \times \mathrm{K}$ است که معمولاً معین در نظر گرفته می شود، اما بعضی اوقات، Π_t به عنوان ماتریس پارامترهای نامعین نیز در نظر گرفته می شود.

معادلات (۵) و (۶)، یک مدل فضای حالت را معرفی می کند. معادله (۵)، معادله سنجش و معادله (۶)، معادله حالت نامیده می شود. مدل‌هایی ازاین‌قبیل برای اهداف گوناگونی در اقتصادسنجی و دیگر زمینه ها به‌کار رفته است. خواننده علاقه مند برای تلقی بیزی گسترده‌تر مدل های فضای حالت

1. Del Negro & Otrok (2008)
2. Korobilis (2013)

به وست و هریسون[1] (۱۹۹۷) و کیم و نلسون[2] (۱۹۹۹) ارجاع داده می‌شود. هاروی[3] (۱۹۸۹) و دربین و کوپمان[4] (۲۰۰۱)، تلقی های غیربیزی خوبی را برای مدل های فضای حالت ارائه داده اند.

در رابطه با هدف مقاله، نکته قابل‌توجه این است که برای مقادیر داده شده δ، Π_t، Σ_t و Q_t (به ازای $t = 1. \dots . T$) الگوریتم های متنوعی ارائه شده که امکان شبیه‌سازی پسین β_t به ازای ($t = 1. \dots . T$) را فراهم می آورد. الگوریتم های معمول و کارآمد فروویرت - شناتر[5] (۱۹۹۴)، دی یونگ و سپرد[6] (۱۹۹۵) و دربین و کوپمن[7] (۲۰۰۲) توضیح داده شده است. از آنجایی که این الگوریتم‌ها استاندارد و ساده هستند، از ارائه کامل جزئیات در اینجا خودداری می کنیم. الگوریتم کارتر و کوهن[8] (۱۹۹۴) را می‌توان به عنوان یک بلوک در الگوریتم $MCMC$ برای گرفتن قرعه از پسین β_t مشروط به δ، Π_t، Σ_t و Q_t (به‌ازای $t = 1. \dots . T$) استفاده کرد. تلقی دقیق از δ، Π_t، Σ_t و Q_t به کاربرد عملی موجود بستگی دارد. $TVP - VAR$ استاندارد برخی از این مقادیر (مثلاً $\delta = 0$ و $\Pi_t = 1$ انتخاب های معمول هستند) را ثابت در نظر می‌گیرد و دیگر مقادیر را نامعین فرض می کند. (البته معمولاً محدودیت $Q_t = Q$ و در صورت همسانی واریانس، محدودیت $\Sigma_t = Q$ بر کل tها در نظر گرفته می شوند).

یک الگوریتم MCMC از طریق قرعه گیری پارامترهای نامعین از پسین‌هایشان کامل گردیده (مشروط به حالت ها)، قسمت بعدی، به نحوه کارکرد الگوریتم $MCMC$ اختصاص داده شده است. برای ماندن بر روی موضوعات مدل فضای حالت، الگوریتم برای حالتی است که δ یک بردار از پارامترهای نامعین و $Q_t = Q$ و $\Sigma_t = \Sigma$ و Π_t معین هستند. آزمودن رابطه (۶)، نشان می دهد که اگر β_t به ازای $t = 1. \dots . T$ معین بود (در مقابل اینکه مشاهده نشده باشد)، در این حالت، مدل فضای حالت به یک مدل رگرسیون خطی نرمال چند متغیره کاهش پیدا می کند:

$$y_t^* = W_t \delta + \varepsilon_{t'} \qquad (۷)$$

که در آن، $y_t^* = y_t - Z_t \beta_t$ است و بنابراین، نتایج استاندارد برای مدل رگرسیون خطی نرمال چند متغیره، می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد؛ با این فرق که متغیر وابسته به جای y_t^* و y_t خواهد بود؛ یعنی می توان از یک الگوریتم MCMC برای مدل فضای حالت استفاده شود. به عبارت دیگر، $p(\Sigma^{-1} \mid y^T . \delta . \beta^T)$ و $p(\delta \mid y^T . \delta . \beta^T)$ معمولاً دارای فرم کتابی سال هستند. در زیر از پیشین نرمال- ویشارت مستقل برای δ و Σ^{-1} استفاده می کنیم. این مطلب در بحث ابتدایی ما در

1. West & Harrison (1997)
2. Kim & Nelson (1999)
3. Harvey (1989)
4. Durbin & Koopman (2001)
5. Frühwirth-Schnatter (1994)
6. de Jong & de Jonge (1995)
7. Durbin & Koopman (2002)
8. Carter & Kohn (1994)

رابطه با مدل های VAR معرفی شد. توجه داشته باشید که استدلال مشابهی را می توان برای ماتریس کوواریانس خطا در معادله حالت به کار گرفت؛ یعنی اگر β_t به ازای $(t = 1. \ldots . T)$ نامعین باشد، معادله حالت (۷)، یک شکل ساده از مدل رگرسیون نرمال چند متغیره است. استدلال فوق، بیان می کند که $p\ (\ Q^{-1}\ |\ y^T\ .\ \delta\ .\ \beta^T\ )$ فرم ساده و آشنایی را خواهد داشت.

ترکیب نتایج $p\ (\ Q^{-1}\ |\ y^T\ .\ \delta\ .\ \beta^T\ )$ و $\mathrm{p}\ (\ \Sigma^{-1}\ |\ \mathrm{y^T}\ .\ \delta\ .\ \beta^{\mathrm{T}}\ )$، $\mathrm{p}\ (\ \delta\ |\ \mathrm{y^T}\ .\ \delta\ .\ \beta^{\mathrm{T}}\ )$ با یکی از روش های استاندارد (مثلاً مدل کارتر و کوهن[1] (۱۹۹۴)) جهت گرفتن قرعه تصادفی از $\mathrm{p}\ (\ \beta^{\mathrm{T}}\ |\ \mathrm{y^T}\ .\ \delta\ .\ \Sigma\ .\ \mathrm{Q}\ )$ ، یک الگوریتم MCMC که امکان استنباط بیزی در مدل فضای حالت را به وجود می آورد را کاملاً مشخص می کند. در ادامه چنین الگوریتم MCMC را برای انتخاب یک پیشین مخصوص ایجاد می کنیم و تأکید می شود که از دیگر پیشین ها نیز می توان با اعمال تعدیلات کمی استفاده کرد. در این قسمت، یک پیشین نرمال-ویشارت مستقل برای δ و Σ^{-1} یک پیشین ویشارت را برای Q^{-1} استفاده می کنیم. لازم به ذکر است که معادله حالت را می توان این طور که در حال حاضر یک پیشین برای β^T را فراهم آورده است، تفسیر کرد؛ یعنی معادله (۶)، حاکی از آن است که:

$$\beta_{t+1}\ |\ \beta_t\ .\ Q \sim N\ (\Pi_t\ \beta_t\ .\ Q\ ) \qquad (۸)$$

در ظاهر معادله حالت، نشان می دهد که پیشین برای حالت ها، به صورت زیر است:

$$p\ (\ \beta^T\ |Q\ ) = \prod_{t=1}^{T} p\ (\ \beta_t\ |\beta_{t-1}\ .\ Q\ ) \qquad (۹)$$

عبارت سمت راست به وسیله معادله (۷) ارائه شده است. این مثالی از پیشین درجه بندی شده (سلسله‌مراتبی) است؛ چراکه پیشین برای β^T به Q وابسته است؛ که آن نیز به نوبه خود، نیازمند پیشین خود است.

مطلب دیگری نیز باید متذکر شد که مربوط به شرایط اولیه است. پیشین برای β_1 وابسته به β_0 است. راه های استانداردی برای مواجهه با این موضوع وجود دارد و به طور نمونه، اگر فرض کنیم که $\beta_0 = 0$ باشد، پیشین برای β_1 به صورت زیر خواهد بود:

$$\beta_t\ |\ Q \sim N\ (0. Q)$$

به طور مشابه، پژوهشگرانی مانند کارتر و کوهن[2] (۱۹۹۴)، تنها فرض کرده اند که β_0 توزیع نامشخصی مانند پیشین خود دارد. به عنوان راهی دیگر در TVP-VAR (هر مدل رگرسیون TVP)، می توانیم تنها $\beta_0 = 1$ و $W_t = Z_t$ قرار دهیم.

با ترکیب فرضیات پیشین فوق با هم، خواهیم داشت:

$$p\ (\delta. \Sigma. Q. \beta^T\ ) = p(\delta)\ p(\Sigma)\ p(Q)\ p(\beta^T|\ Q) \qquad (۱۰)$$

که در آن:

$$\delta \sim N\ \left(\underline{\delta}. \underline{V}\ \right).$$

$$\Sigma^{-1} \sim W\ \left(\ \underline{S^{-1}}. \underline{v}\ \right).$$

1. Carter & Kohn (1994)
2. Carter & Kohn (1994)

و:

$$Q^{-1} \sim W\left(\underline{Q^{-1}}.\underline{v_Q}\right)$$

استدلال فوق، این را می رساند که هدف غایی ما یک الگوریتم MCMC است که یکی پس از دیگری از $p(\delta \mid y^T.\delta.\beta^T)$، $p(\Sigma^{-1} \mid y^T.\delta.\beta^T)$ و $p(Q^{-1} \mid y^T.\delta.\beta^T)$ قرعه گیری کند.

با استفاده از نتایج برای مدل رگرسیون خطی نرمال، می توان با سه توزیع شرطی پسین اولی کار کرد؛ به‌خصوص:

$$\delta \mid y^T.\Sigma.\beta^T \sim N\left(\overline{\delta}.\overline{V}\right).$$

که در آن:

$$\overline{V} = (\underline{V^{-1}} + \sum_{t=1}^{T} W_t'\ \Sigma^{-1}\ W_t)^{-1} \quad (۱۱)$$

و:

$$\overline{\delta} = \overline{V} = (\underline{V^{-1}}\ \underline{\delta} + \sum_{t=1}^{T} W_t'\ \Sigma^{-1}\ y_t - Z_t\ \beta_t)) \quad (۱۲)$$

سپس ما داریم:

$$\Sigma^{-1} \mid y^T.\delta.\beta^T \sim W\left(\overline{S^{-1}}.\overline{v}\right).$$

که در آن:

$$\overline{v} = T + \underline{v} \quad (۱۳)$$

و:

$$\overline{S} = \underline{S} + \sum_{t=1}^{T}(y_t - W_t\,\delta - Z_t\,\beta_t)(y_t - W_t\,\delta - Z_t\,\beta_t)' \quad (۱۴)$$

سپس:

$$Q^{-1} \mid y^T.\delta.\beta^T \sim W\left(\overline{Q^{-1}}.\overline{v}\,Q\right)$$

که در آن:

$$\overline{v_Q} = T + \underline{v} \quad (۱۵)$$

و:

$$\overline{Q} = \underline{Q} + \sum_{t=1}^{T}(\beta_{t+1} - \Pi_t\,\beta_t)(\beta_{t+1} - \Pi_t\,\beta_t)' \quad (۱۶)$$

برای تکمیل الگوریتم MCMC به یک وسیله قرعه گیری از $(\beta^T \mid y^T.\delta.\Sigma.Q)$ نیاز داریم؛ اما همان طور که قبلاً بحث شد، چندین الگوریتم استاندارد برای این کار وجود دارد؛ بنابراین، می توان به طور مستقیم از استنباط بیزی در مدل فضای حالت خطی نرمال استفاده کرد.

برای بحث در ارتباط با موضوعات اساسی مدل سازی $TVP-VAR$، با نسخه همسانی واریانس مدل یعنی $\Sigma_t = \Sigma$ شروع می کنیم. به یاد داشته باشید که y_t یک بردار $M \times 1$ است که شامل داده روی M متغیر وابسته و Z_t یک ماتریس $M \times k$ است. TVP-VAR پایه ای می توان به صورت زیر نوشته شود:

$$y_t = Z_t \beta_t + \varepsilon_{t'} \quad (۱۷)$$

و:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{t'} \quad (۱۸)$$

که در آن، ε_t، $i.i.d$ با توزیع $N(0.\Sigma_t)$ و u_t، $i.i.d$ با توزیع $N(0.Q)$ است. ε_t و u_t به ازای تمام مقادیر t و s مستقل از یکدیگرند (وست و هریسون[1]، ۱۹۹۷؛ کیم و نلسون[2]، ۱۹۹۹؛ هاروی[3]، ۱۹۸۹؛ دربین و کوپمان[4]، ۲۰۰۱).

۳-۵. نتایج پژوهش

در این بخش، ابتدا به ارائه و تحلیل آزمون های تشخیصی می پردازیم و سپس نتایج توابع واکنش آنی مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان، ارائه و تحلیل خواهند شد.

۱-۳-۵. آزمون های تشخیصی

اولین مرحله برای تخمین مدل خود رگرسیون برداری، تعیین طول وقفه بهینه بوده، که در جدول ۲ گزارش شده، و برای تعیین وقفه در مدل های خود رگرسیون برداری با پارامتر قابل تغییر طی زمان، از معیارهای اطلاعات مانند آکائیک[5]، حنان - کویین[6]، شوارتز - بیزین[7] و خطای پیش بینی نهایی[8] استفاده شده است. باتوجه‌به آماره معیارهای اطلاعات آکائیک، حنان - کویین، شوارتز - بیزین و خطای پیش بینی نهایی، طول وقفه ۲ برای مدل تعیین می گردد.

جدول ۲: تعیین طول وقفه بهینه مدل

وقفه	آکائیک	حنان - کویین	شوارتز - بیزین	خطای پیش بینی نهایی
۰	۱۸/۱۸۵۰۶	۷۶/۳۰۱۴۳	۷۶/۵۶۵۶۹	۱/۶۹e +۲۳
۱	۷۰/۹۰۳۱۴	۷۱/۹۵۰۴۰	۷۴/۳۲۸۸۱	۱/۰۴e +۲۱
۲	٭ ۶۶/۰۸۳۳۲	٭ ۶۸/۰۶۱۴۸	٭ ۷۲/۵۵۴۰۳	٭ ۲/۲۸e +۱۹

مأخذ: نتایج پژوهش

1. West & Harrison (1997)
2. Kim & Nelson (1999)
3. Harvey (1989)
4. Durbin & Koopman (2001)
5. AIC: Akaike information criterion
6. HQ: Hannan-Quinn information criterion
7. SC: Schwarz information criterion
8. FPE: Final prediction error

در جدول ۳، نتایج آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز[1] (۱۹۹۲)، با درنظرگرفتن یک شکست ساختاری ارائه شده است که باتوجه‌به نتایج، همه متغیرها در سطح مانا شدند؛ بنابراین، وجود رگرسیون کاذب در مدل رد می‌شود و می‌توان به بررسی آزمون‌ها و تخمین مدل پرداخت.

جدول ۳: نتایج آزمون مانایی زیوت - اندریوز

متغیر	آماره آزمون			
	سطح	یک‌بار تفاضل	سال شکست ساختاری	مانایی
CO2	-۴/۶۸۲ (۰/۰۰۰)	-	۱۳۸۵	I(0)
P	-۴/۱۸۸ (۰/۰۰۵)	-	۱۳۹۱	I(0)
GS	-۵/۹۹۶ (۰/۰۰۱)	-	۱۳۹۳	I(0)
KOF	-۴/۸۴۰ (۰/۰۰۵)	-	۱۳۷۷	I(0)
INDUST	-۲/۶۵۳ (۰/۰۲۰)	-	۱۳۹۲	I(0)
GDP	-۳/۶۲۲ (۰/۰۱۹)	-	۱۳۸۱	I(0)
K	-۴/۴۸۹ (۰/۰۰۲)	-	۱۳۸۰	I(0)
HDI	-۳/۶۸۶ (۰/۰۲۱)	-	۱۳۸۶	I(0)

مأخذ: نتایج پژوهش

یادداشت: اعداد داخل پرانتز ()، نمایانگر سطح احتمال هستند.

تمامی متغیرها با درنظرگرفتن یک شکست ساختاری در سطح، مانا هستند و درنتیجه، نیازی به آزمون هم انباشتگی نیست اما برای اطمینان از کاذب نبودن مدل، از آزمون هم انباشتگی جوهانسون - یوسلیوس استفاده به عمل آمده که نتایج آن در جدول (۴) و (۵) گزارش شده است.

جدول ۴: آزمون حداکثر مقادیر ویژه

تعداد بردار	سطح بحرانی ۵ درصد	آماره حداکثر مقادیر ویژه	احتمال	فرض مقابل	فرض صفر
۰	۵۲/۳۶۲۶۱	۱۳۱/۳۸۹۲ *	۰/۰۰۰	r = ۱	r = ۰
۱	۴۶/۲۳۱۲	۵۸/۲۷۶۵۶ *	۰/۰۰۱	r = ۲	r < ۱
۲	۴۰/۰۷۷۵۷	۴۰/۷۰۳۲۶ *	۰/۰۴۲	r = ۳	r < ۲
۳	۳۳/۸۷۶۸۶	۳۵/۹۶۱۸۸ *	۰/۰۲۷	r = ۴	r < ۳
۴	۲۷/۵۸۴۳۴	۲۴/۰۱۸۹۳	۰/۱۳۴	r = ۵	r < ۴
۵	۲۱/۱۳۱۶۲	۱۶/۴۷۸۸۲	۰/۱۹۸	r = ۶	r < ۵
۶	۱۴/۲۶۴۶۰	۱۰/۷۵۶۰۹	۰/۱۶۶	r = ۷	r < ۶
۷	۳/۸۴۱۴۶۵	۴/۸۹۸۱۹۸ *	۰/۰۲۶	r = ۸	r < ۷

مأخذ: نتایج پژوهش

* بیانگر تعداد بردار هم انباشتگی است.

1. Zivot & Andrews (1992)

جدول ۵: آزمون اثر

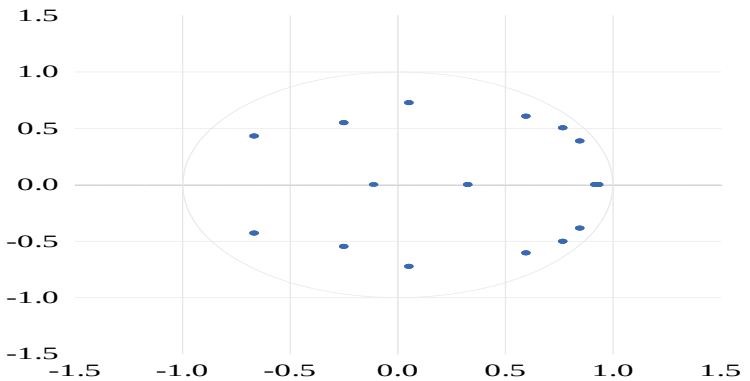
تعداد بردار	سطح بحرانی ۵ درصد	آماره حداکثر مقادیر ویژه	احتمال	فرض مقابل	فرض صفر
۰	۱۵۹/۵۲۹۷	۳۲۲/۴۸۳۰ *	۰/۰۰۰	r = ۱	r = ۰
۱	۱۲۵/۶۱۵۴	۱۹۱/۰۹۳۷ *	۰/۰۰۰	r = ۲	r < ۱
۲	۹۵/۷۵۳۶۶	۱۳۲/۸۱۷۲ *	۰/۰۰۰	r = ۳	r < ۲
۳	۶۹/۸۱۸۹۹	۹۲/۱۱۳۹۰ *	۰/۰۰۰	r = ۴	r < ۳
۴	۴۷/۸۵۶۱۳	۵۶/۱۵۲۰۳ *	۰/۰۰۶	r = ۵	r < ۴
۵	۲۹/۷۹۷۰۷	۳۲/۱۳۳۱۰ *	۰/۰۲۶	r = ۶	r < ۵
۶	۱۵/۴۹۴۷۱	۱۵/۶۵۴۲۸ *	۰/۰۴۷	r = ۷	r < ۶
۷	۳/۸۴۱۴۶۵	۴/۸۹۸۱۸۹ *	۰/۰۲۶	r = ۸	r < ۷

مأخذ: نتایج پژوهش

* بیانگر تعداد بردار هم انباشتگی است.

همان‌طور که در جداول (۴) و (۵) مشاهده می گردد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، طبق آزمون حداکثر مقادیر ویژه، ۴ بردار هم جمعی و طبق آزمون اثر، ۶ بردار هم جمعی وجود دارد؛ بنابراین، می توان بیان کرد که رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

حال به بررسی آزمون پایداری مدل خود رگرسیون برداری از طریق آزمون دایره ریشه های معکوس چندجمله‌ای پرداخته خواهد شد. نتایج این آزمون در نمودار (۳) قابل مشاهده است.



مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۳: آزمون دایره ریشه های معکوس چندجمله‌ای

همان‌طور که در نمودار (۳) مشاهده می گردد، هیچ ریشه ای خارج از دایره واحد قرار ندارد و در نتیجه، مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان، شرایط ثبات را برآورده می کند و عدم کاذب بودن ضرایب مدل تأیید می گردد.

آخرین آزمون تشخیصی قبل از ارائه و تحلیل توابع واکنش آنی مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان، آزمون همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس بوده که در جدول (۶) گزارش شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون همبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی

آزمون همبستگی سریالی				آزمون واریانس ناهمسانی		
وقفه	درجه آزادی	آماره	احتمال	آماره	درجه آزادی	احتمال
۱	۱۶	۲۳/۶۶۰	۰/۱۰۴۳	۱۵۱/۸۶۵۵	۱۶	۰/۶۶۴۷
۲	۱۶	۳/۷۸۸	۰/۹۳۹			
۳	۱۶	۱۸/۵۰۵	۰/۳۰۶۴			

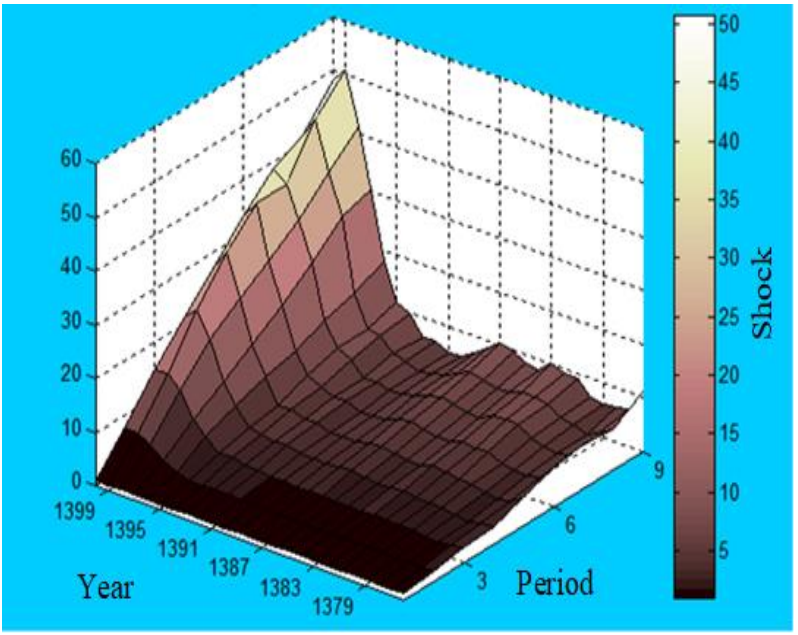
مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که از جدول (۶) مشاهده می گردد، احتمال هر دو آزمون همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس بالاتر از ۵ درصد است در نتیجه فروض صفر به ترتیب مبنی بر عدم وجود همبستگی سریالی و عدم وجود ناهمسانی واریانس رد نشده و تأیید می گردد.

۲-۳-۵. توابع واکنش آنی

نمودارهای (۴) تا (۱۱)، توابع واکنش آنی مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر را طی زمان نشان می دهد. این نمودارها، سه‌بعدی، و محور عمودی، شوک متغیرها و محور افقی دوره ها (۰ تا ۹) و زمان (۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹) هستند.

نمودار (۴)، نشان دهنده تابع واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک ناشی از خود دی‌اکسیدکربن است. همان‌طور که مشاهده می گردد، از سال ۱۳۷۰ به بعد، شوک ناشی از دی‌اکسیدکربن به‌صورت افزایشی، باعث افزایش تولید گاز دی‌اکسیدکربن در ایران شده، و فعالیت های تولیدی در ایران بعد از جنگ و از سال ۱۳۷۰ برای بازسازی کشور سرعت گرفت و با افزایش تولید بخصوص در بخش نفت و گاز، تولید گازهای گلخانه ای بویژه دی‌اکسیدکربن سرعت بیشتری گرفته است. همچنین با سرعت گرفتن رشد جمعیت در سال های دهه ۱۳۶۰ و افزایش تقاضای مصرفی در سال های بعد، نیاز به تولید کالا و خدمات و همچنین واردات (به‌تبع آن افزایش فروش نفت و گاز برای کسب درآمدهای بیشتر)، میزان انتشار دی‌اکسیدکربن افزایش‌یافته است.

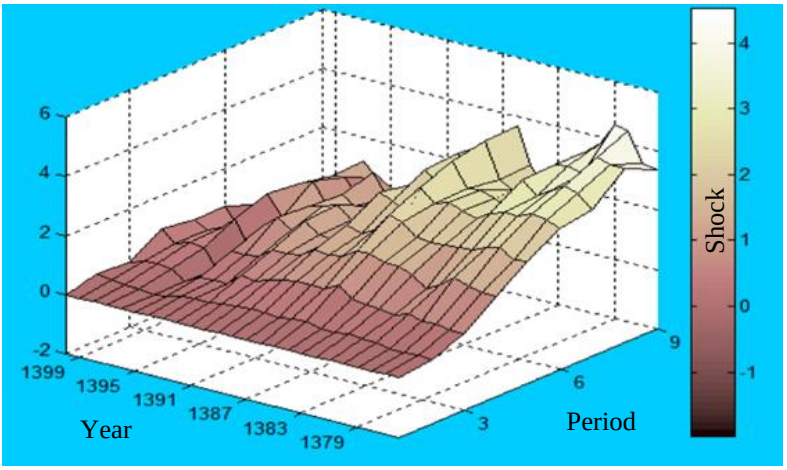


مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۴: واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک دی‌اکسیدکربن

نمودار (۵)، تابع واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک ناشی از شاخص واگذاری سهام به بخش خصوصی را طی سال های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۹ نشان می دهد. از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۹۹ طبق نمودار (۱) در چهار مقطع (سال ۱۳۸۶، ۱۳۸۸، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۹) میزان واگذاری سهام به بخش خصوصی افزایش یافته است. طبق نمودار (۵)، در هر مقطعی که حجم واگذاری های سهام به بخش خصوصی افزایش یافته، شوک ناشی از آن، به‌صورت کاهشی به گاز دی‌اکسیدکربن وارد، و باعث کاهش تولید این گاز در ایران شده است. پس می توان نتیجه گرفت که افزایش واگذاری های سهام به بخش خصوصی، دارای تأثیر کاهشی بر تولید گازهای گلخانه ای و به‌تبع آن، کاهش آلودگی های محیط زیستی بوده است؛ زیرا وقتی خصوصی‌سازی افزایش پیدا می‌کند، بهره‌وری نیروی کار و سرمایه افزایش پیدا می‌یابد و همچنین دسترسی به تکنولوژی و فناوری جدید در زمینه کاهش آلاینده‌ها بیشتر می‌شود. لازم به ذکر است که نتایج این مطالعه، با نتایج مطالعات تعلق‌دار و مینسر[1] (۲۰۰۱)، بلادی و چائو[2] (۲۰۰۶)، ماتیسوف[3] (۲۰۱۲) و رجبی کویاخی و شووالپور[4] (۲۰۲۱)، همسو و در یک راستا است.

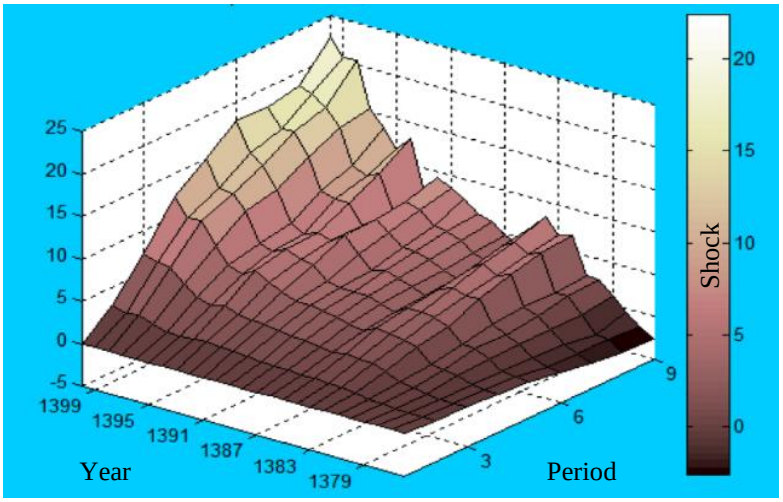
1. Talukdar & Meisner (2001)
2. Beladi & Chao (2006)
3. Matisoff (2012)
4. Rajabi Kouyakhi & Shavvalpour (2021)



مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۵: واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص واگذاری سهام به بخش خصوصی

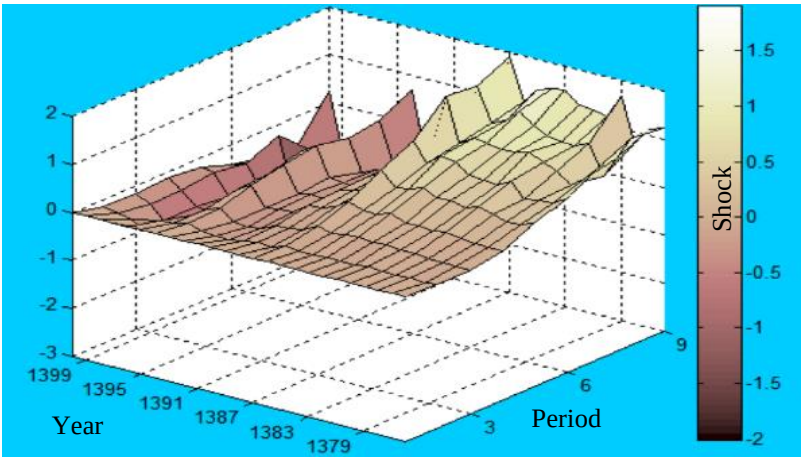
نمودار (۶) نیز تابع واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک ناشی متغیر ارزش‌افزوده صنعت را نشان می دهد. همان‌طور که مشاهده می گردد، شوک ناشی از ارزش‌افزوده بخش صنعت به‌صورت افزایشی بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در ایران ظاهر شده است. اثر مثبت این شوک در ابتدای پژوهش یعنی سال ۱۳۷۰ شروع شده و در سال ۱۳۹۹ به اوج خود می رسد؛ لذا می توان چنین نتیجه گرفت که اثر شوک متغیر ارزش‌افزوده بخش صنعت در ایران بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن، افزایشی بوده است.



مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۶: واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک متغیر ارزش‌افزوده صنعت

ازآنجایی‌که صنعت در ایران بیشتر در اختیار بنگاه‌های دولتی است و معمولاً از تکنولوژی قدیمی برای تولید استفاده می‌کنند، ازاین‌رو، با افزایش ارزش‌افزوده صنعت، انتشار آلاینده موردنظر افزایش داشته است؛ چراکه بر اساس نتایج قبلی و همچنین مبانی نظری خصوصی‌سازی و تأثیر آن بر آلودگی، افزایش تولید ناشی از بخش خصوصی به دلیل به‌کارگیری روش های نوین و افزایش کارآیی، باعث کاهش آلودگی خواهد شد. این نتایج، با نتایج مطالعه نصراللهی[1] (۱۳۸۹) همسو است.



مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۷: واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص جهانی‌شدن اقتصادی

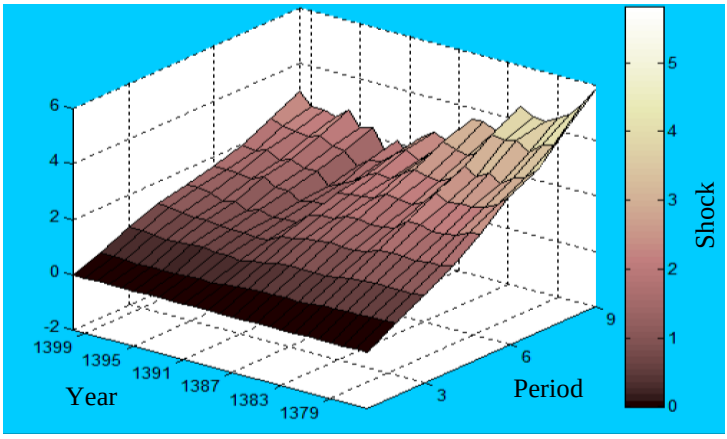
نمودار (۷)، واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص جهانی اقتصادی شدن را نشان می دهد. اقتصاد ایران از اواخر دهه ۱۳۵۰ شمسی با تحریم های بین المللی مواجه بوده است. این تحریم ها به شدت بر روی واردات تکنولوژی های نوین در صنایع مختلف که آلودگی های زیست محیطی کمتری تولید می کنند، اثر داشته است؛ درنتیجه، صنایع مختلف مانند صنعت نفت، گاز، پتروشیمی، ذوب آهن و سایر صنایع به دلیل عدم واردات تکنولوژی های جدید، به شدت باعث آلودگی محیط زیست ازجمله تولید گازهای گلخانه ای می شوند.

از طرف دیگر، اقتصاد ایران در طول سه دهه گذشته، بیشتر وابسته به نفت، گاز و مشتقات آن بوده است. طبق نمودار (۷)، در هر مقطع زمانی که ایران توانسته صادرات خود را افزایش دهد (افزایش شاخص جهانی شدن اقتصاد)، میزان انتشار دی اکسیدکربن نیز افزایش یافته است. دلیل عمده این تأثیر، می تواند قدیمی و فرسوده بودن صنایع استخراج نفت و گاز باشد که با افزایش استخراج،

1. Nasrollahi (2010)

آلودگی های زیست محیطی بیشتری ازجمله انتشار گاز دی اکسیدکربن ایجاد می کند. شایان ذکر است که نتایج مطالعه حاضر، با نتایج مطالعه منگ و همکاران[1] (۲۰۰۹) برای کشورهای درحال توسعه سازگار است.

نمودار (۸)، تابع واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص تولید ناخالص داخلی بدون نفت را نشان می دهد. تقریباً در تمامی مقاطع، واکنش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به شوک ناشی از شاخص تولید ناخالص داخلی، افزایشی بوده، یعنی با افزایش تولید ناخالص داخلی در ایران، انتشار گاز دی‌اکسیدکربن افزایش یافته است. افزایش تولید ناخالص داخلی به معنای افزایش تولید در کالا و خدمات است، و با افزایش تولید در کالا و خدمات، انتشار گازهای گلخانه ای نیز افزایش می‌یابد. پس می توان چنین نتیجه گرفت که افزایش در تولید ناخالص داخلی نیز دارای تأثیرات منفی زیست‌محیطی بوده، که با نتایج مطالعات آماده و همکاران[2] (۱۳۹۱) و لوپز و همکاران[3] (۲۰۱۱) سازگار است.



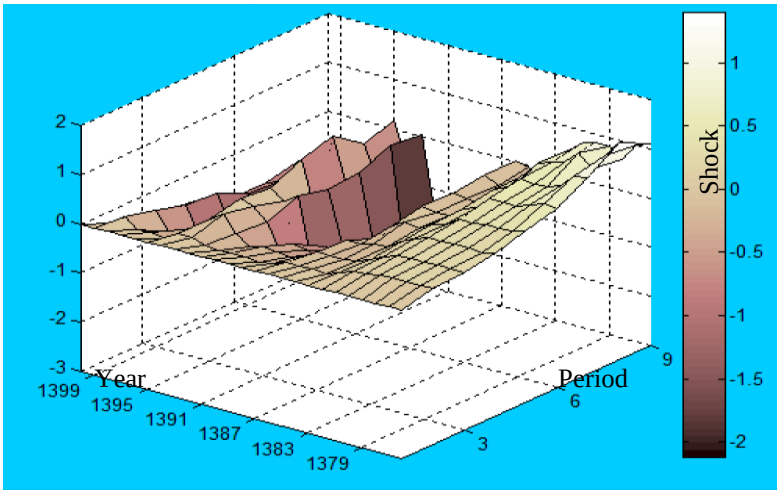
مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۸: واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص تولید ناخالص داخلی بدون نفت

نمودار (۹) نیز تابع واکنش آنی انتشار دی‌اکسیدکربن به شاخص اندازه دولت را نشان می دهد. همان‌طور که مشاهده می گردد، از سال ۱۳۷۰ تا سال ۱۳۸۴، واکنش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به

1. Manag et al. (2009)
2. Amadeh *et al*. (2012)
3. Lopez *et al*. (2011)

شوک ناشی از اندازه دولت افزایشی بوده یعنی با افزایش اندازه دولت، انتشار گاز دی‌اکسیدکربن افزایش یافته است. از سال ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۹۲، واکنش دی‌اکسیدکربن به شوک هزینه دولت کاهشی بوده، از ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ این واکنش مجدداً افزایشی و از ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۹ مجدداً کاهشی شده و می توان چنین نتیجه گرفت که واکنش انتشار گاز دی‌اکسیدکربن به شوک ناشی از شاخص اندازه دولت، از روند معینی پیروی نمی کند و با سیاست دولت های مختلف قابل تغییر بوده، و در سال هایی که اثرات کاهشی اندازه دولت را شاهد هستیم، این نتایج با یافته‌های مطالعه پال و ساها[1] (۲۰۱۵) سازگار است.



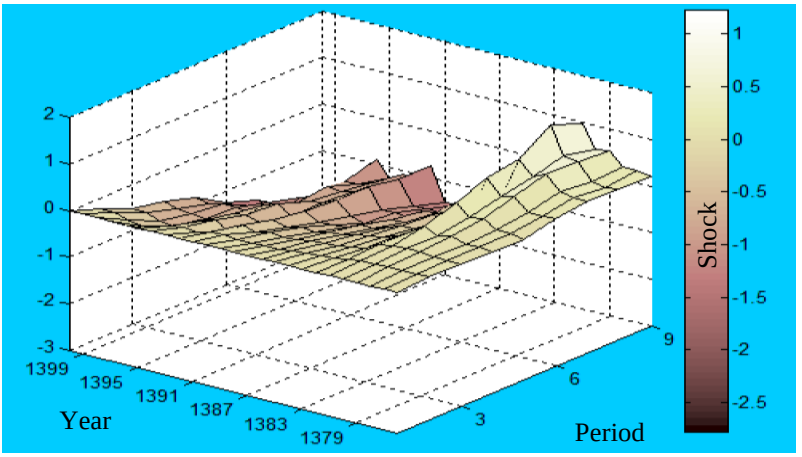
مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۹: واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص اندازه دولت

نمودار (۱۰) نیز واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص سرمایه گذاری داخلی را نشان می دهد. از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۴ به دلیل مطلوب بودن سرمایه گذاری در کشور، واکنش دی‌اکسیدکربن به شوک سرمایه گذاری افزایشی بوده، یعنی با افزایش سرمایه گذاری، تولید نیز افزایش‌یافته و به‌تبع آن، تولید گازهای گلخانه ای نیز افزایش می‌یابد. از سال ۱۳۸۴ به بعد نیز با کاهش سرمایه گذاری در کشور، تولید نیز کاهش یافته و به‌تبع آن، اثر شوک سرمایه گذاری بر انتشار دی‌اکسیدکربن کاهشی می شود. پس می توان نتیجه گرفت که اثر افزایش سرمایه گذاری بر تولید

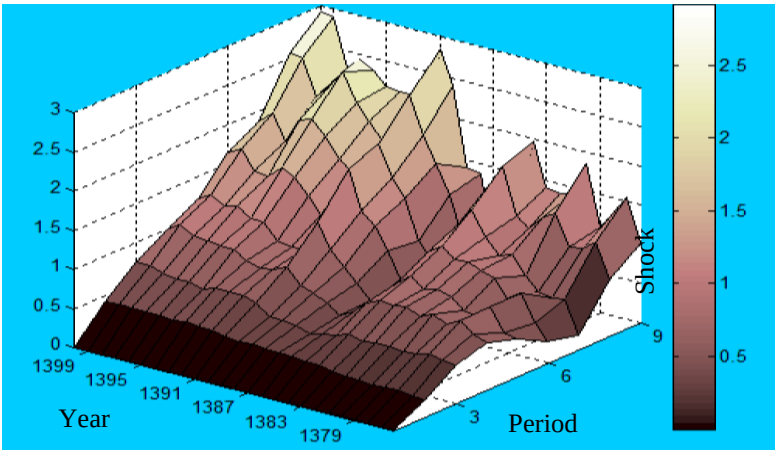
1. Pal & Saha (2015)

گازهای گلخانه ای در ایران، افزایشی است و بالعکس. این نتایج، با نتایج مطالعه نصراللهی[1] (۱۳۸۹) سازگار است.



مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۱۰: واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص سرمایه‌گذاری داخلی



مأخذ: نتایج پژوهش

نمودار ۱۱: واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص توسعه انسانی

نمودار (۱۱)، واکنش آنی دی‌اکسیدکربن به شوک ناشی از شاخص توسعه انسانی را نشان می دهد. همان‌طور که مشاهده می گردد، واکنش انتشار دی‌اکسیدکربن به شوک شاخص توسعه انسانی در تمامی مقاطع افزایشی بوده است. شاخص توسعه انسانی، معیاری است برای سنجش زندگی

1. Nasrollahi (2010)

طولانی و سالم، دسترسی به دانش و معرفت و سطح زندگی مناسب و برای رسیدن به اهداف ذکر شده، می باید تولید کالا و خدمات افزایش یافته تا سطح زندگی افراد، درآمد و سایر مؤلفه‌های توسعه ای افزایش یابد. همان‌طور نیز که قبلاً ذکر شد، یکی از اثرات جانبی منفی افزایش تولید در یک کشور، اثرات مخرب زیست‌محیطی همانند تولید بیشتر گازهای گلخانه ای است. این نتایج، با نتایج مطالعه نصراللهی[1] (۱۳۸۹) سازگار نیست.

۶. نتیجه‌گیری

امروزه آلودگی های زیست‌محیطی، یکی از مهم ترین بحران های پیش روی بشر است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، رابطه بین شاخص خصوصی‌سازی و آلودگی محیط‌زیست تأیید می‌شود و نشان می‌دهد که خصوصی‌سازی بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن در ایران، اثر منفی و معنادار داشته، و با افزایش خصوصی‌سازی، آلودگی کاهش یافته است؛ زیرا وقتی خصوصی‌سازی افزایش پیدا می‌کند، بهره‌وری نیروی کار و سرمایه افزایش می‌یابد و همچنین دسترسی به تکنولوژی و فناوری جدید در زمینه کاهش آلاینده‌ها بیشتر می‌شود.

در کشورهای درحال‌توسعه مانند ایران، مسائل اقتصادی نسبت به ملاحظات زیست‌محیطی در اولویت قرار دارد، که سبب انجام سیاست‌گذاری‌ها بدون توجه به هزینه‌های زیست‌محیطی شده است؛ درحالی‌که با واردکردن محاسبات زیست‌محیطی در مطالعات مربوط به سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، می‌توان خسارات وارد شده به محیط‌زیست را هم در نظر بگیرند. باتوجه‌به مطالعات این پژوهش مشاهده می‌شود که مطالعاتی که در ارتباط با خصوصی‌سازی در ایران انجام شده، تنها جنبه‌های اقتصادی خصوصی‌سازی مد نظر قرار داشته و هدف از خصوصی‌سازی، افزایش کارآیی و بهره‌وری اقتصادی بوده، و به دیگر جنبه‌های آن مانند جنبه‌های اجتماعی زیست‌محیطی چندان توجه نشده است.

در گزارش‌های عملکرد سازمان خصوصی‌سازی، شاخص‌های کمی و کیفی برای شرکت‌های واگذار شده، در نظر می‌گیرند که بعد از خصوصی‌سازی، به ارزیابی شرکت‌ها بر اساس این شاخص‌ها می‌پردازند که در این شاخص‌ها، به ارزیابی عملکرد زیست‌محیطی شرکت‌های واگذار شده، اشاره‌ای نشده است؛ بنابراین، می‌توان هنگام واگذاری یک شرکت دولتی به بخش خصوصی، در قراردادها، بندی را با عنوان ارزیابی عملکرد زیست‌محیطی اضافه کرد که به‌عنوان یکی از معیارهای ارزیابی شرکت‌ها، بعد از واگذاری مدنظر قرار گیرد.

در این مطالعه، به بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر آلودگی محیط‌زیست در ایران طی سال‌های ۹۹-۱۳۷۰ با به‌کارگیری روش خود رگرسیون برداری با پارامترهای قابل تغییر طی زمان (TVP - VAR) پرداخته شد. بر اساس نتایج پژوهش، متغیرهای اندازه دولت، شاخص جهانی‌شدن اقتصادی، سرمایه‌گذاری، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و شاخص توسعه انسانی، تأثیر مثبت و معناداری بر

1. Nasrollahi (2010)

تولید و انتشار گاز دی‌اکسیدکربن دارند؛ که مطابق انتظار است. زمانی اندازه دولت بزرگ می‌شود، کارآیی و بهره‌وری کاهش می‌یابد.

باتوجه‌به اینکه ایران کشوری است که بیشتر از انرژی فسیلی استفاده می‌کند، طبیعی است که با افزایش تولید داخلی، انتشار گازهای گلخانه‌ای بیشتر شود. باتوجه‌به اینکه افزایش سرمایه‌گذاری تأثیری بر آلودگی در ایران نداشته است و هنوز سرمایه‌گذاری‌ها، به دستیابی به تکنولوژی‌های دوستدار محیط‌زیست منجر نشده است، یکی از راه‌حل‌ها می‌تواند تلاش در وارد کردن تکنولوژی‌های دوستدار محیط‌زیست باشد و در این حیطه، بیشتر سرمایه‌گذاری شود.

همچنین بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، مشاهده می‌شود که افزایش خصوصی‌سازی می‌تواند کاهنده گازهای گلخانه‌ای باشد که به علت افزایش بهره‌وری شرکت‌های خصوصی در به‌کارگیری و استفاده بهینه از منابع طبیعی است؛ بنابراین، سیاست‌گذاران می‌توانند خصوصی‌سازی را به‌عنوان بخشی از راه‌حل مبارزه با آلودگی محیط‌زیست در نظر گیرند. آنها می‌توانند صنایعی که از منابع آلودگی هوا هستند و خصوصی شده‌اند، شناسایی کنند، قوانین و مقررات محیط‌زیستی برای آنها وضع نمایند یا مالیات‌های زیست‌محیطی از آنها دریافت کنند و یا می‌توانند سیاست‌های تشویقی داشته باشند و به شرکت‌هایی که بیشترین تلاش را برای کاهش آلاینده‌ها داشته‌اند، از طریق سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های مربوط به کاهش آلودگی، یارانه‌های زیست‌محیطی پرداخت کنند و بتوانند کالاهای باکیفیت و سازگار با محیط‌زیست تولید نمایند و مجوز ورود به بازارهای جهانی را کسب کنند.

References

Ahmadvand, M. R. (2013). "A Short Review of the Privatization in Iran". Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies, 1(2): 143-182 (in Farsi).

Ali Mohammad, F. (2009). Comparative Study of the Performance of Privatized Companies before and after the Transfer. (Master's Thesis, Islamic Azad University, Science and Research Branch) (in Farsi).

Andre, F. J., Gonzalez, P., and Porteiro, N. (2009). "Strategic Quality Competition and the Porter Hypothesis". Journal of Environmental Economics and Management, 57: 182-194.

Arianmehr, S., Yahyaabadi, A., & Hortamani, A. (2014). "Investigation the Effects of Privatization on Economic Growth in D-8 Countries, Using the Dynamic Panel Estimated by GMM Method". Journal of Economic Growth and Development Research, 4(13): 11-28 (in Farsi).

Arocena, P., & Price, C. W. (2002). "Generating Efficiency: Economic and Environmental Regulation of Public and Private Electricity Generators in Spain". International Journal of Industrial Organization, 20: 41-69.

Balali, H., Zamani, O., & Yousofi, A. (2013). "The Relationship between Economic Growth and Environmental Pollution in Oil Sector with Emphasis on Oil Price Volatility: Case Study of Iran". The Journal of Planning and Budgeting, 18(122), 49, (in Farsi).

Beladi, H. and Chao, C.C. (2006). "Does Privatization Improve the Environment?". Economics Letters, 93: 343-347.

Bernauer, T., Koubi, V. (2006). "States as Providers of Public Goods: How Does Government Size Affect Environmental Quality?". Available at SSRN http://ssrn.com/abstract=900487

Boubakri, N., Smaoui, H., & Zammiti, M. (2010). "Privatization Dynamics and Economic Growth". Journal of Business & Policy Research, *4*, 16-44.

Cao, H., Khan, M. K., Rehman, A., Dagar, V., Oryani, B., & Tanveer, A. (2022). "Impact of Globalization, Institutional Quality, Economic Growth, Electricity and Renewable Energy Consumption on Carbon Dioxide Emission in OECD Countries". Environmental Science and Pollution Research, 29(16): 24191-24202. https://doi.org/10.1007/s11356-021-17076-3

Carter, K., & Kohn, R. (1994). "On Gibbs Sampling for State Space Models". Biometrika, 81(3): 541-553.

Chang, L., Li, W., & Lu, X. (2015). "Government Engagement, Environmental Policy, and Environmental Performance: Evidence from the Most Polluting Chinese Listed Firms". Business Strategy and the Environment, *24*(1), 1-19. https://doi.org/https://doi.org/10.1002/bse.1802

Cheremisinoff, Nicholas, P., and Timothy, D. Van Epp. (1999). Privatization and the Environment: Stud-ies from Russia and Ukraine. Environment Department, World Bank, Washington, DC.

De Jong, D. J., & De Jonge, V. N. (1995). "Dynamics and Distribution of Microphytobenthic Chlorophyll-a in the Western Scheldt Estuary (SW Netherlands)". Hydrobiologia, 311(1): 21-30.

Del Negro, M., and Otrok, C. (2008). Dynamic Factor Models with Time-Varying Parameters: Measuring Changes in International Business Cycles, Staff Reports 326, Federal Reserve Bank of New York.

Durbin, J., & Koopman, S. J. (2012). Time series analysis by state space methods. OUP Oxford.

Durbin, J., and Koopman, S. J. (2002). "A Simple and Efficient Simulation Smoother for State Space Time Series Analysis". Biometrika, 89(3): 603-615.

Earnhart, D., and Lizal. L. (2006). "Effects of Ownership and Financial Performance on Corporate Environmental Performance". Journal of Comparative Economics, 34: 111-129.

Filipovic, A. (2005). "Impact of privatization on economic growth". Undergraduate Economic Review, *2*(1), 7.

Frederik, C., & Lundström, S. (2001). "Political and Economic Freedom and the Environment: The Case of CO_2 Emissions". Working Paper in Economics, No. 29. University of Gothenburg, Gothenburg.

Frühwirth-Schnatter, S. (1992) Data Augmentation and Dynamic Linear Models. Forschungsberichte/Institut für Statistik, 28. Department of Statistics and Mathematics, WU Vienna University of Economics and Business, Vienna.

Harvey, D. (1989). "From Managerialism to Entrepreneurialism: The Transformation in Urban Governance in Late Capitalism". Geografiska Annaler. Series B, Human Geography, *71*(1), 3–17.

Heidari, H., Faaljou, H., Nazariyan, E., & Mohammadzadeh, Y. (2013). "Social Capital, Health Capital and Economic Growth in the Middle East Countries". Journal of Economic Growth and Development Research, 3(11): 57-74, (in Farsi).

Hoshmand, M., Farmanbar, M., & Keivanfar, M. (2011). "Performance Analysis of Companies, Transferred to Private Sector (through stock exchange) During the Third Development Plan". Journal of Knowledge and Development, 17(33), 76-96, (in Farsi).

Jafari Samimi, A., Ghaderi, S., Ghaderi, S., & Ketabi, T. (2013). "The Impact of Trade Openness and Economic Globalization on Employment: The Bounds Test Approach". Journal of Economic Modeling Research, 4(13): 1-26, (in Farsi).

Kianpour, S. (2008). "An Overview of Privatization in the Selected Countries with a Reference to the General Politics of Article 44". Journal of Business Studies, 38, (in Farsi).

Kim, C., and Nelson, C. (1999) *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Korobilis, D. (2013). "Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 75(2): 157-179.

Larrue, Corinne. (2000). "Analyser les politiques publiques d'environnement." Analyser les politiques publiques d'environnement: 1-208.

Lopez, R. E., Galinato, G.I., & Islam, F. (2011). "Fiscal Spending and the Environment: Theory and Empirics". Journal of Environmental Economics and Management, 62: 180-198.

Lopez, R.E., and Palacios, A. (2010). "Have Government Spending and Energy Tax Policies Contributed to Make Europe Environmentally Cleaner?". Working Papers, 94795. University of Maryland, Maryland.

Lovei, M. B. (2002). "The Environmental Implications of Privatization Lessons for Developing Countries". The World Bank Washington, D.C., World Bank discussion paper, No. 426.

Manag, Sh., Hibiki, A., and Tsurumi, T. (2009). "Does Trade Openness Improve Environmental Quality?". Journal of Environmental Economics and Management, 58: 346-363.

Mashhadi, A. (2017). "State and Environment: From the Non-State to the Participatory Approaches". Studies the State, 2(8): 59-80 (in Farsi).

Mashhadi, A., & Shahhosseini, A. (2017). "Privatization of Responsibility for Environmental Damages; Shifting from State Responsibility to Responsibility of Dangerous Activities of Operators". journal of Private law studies, 47(2): 345-362, (in Farsi).

Matisoff, D. C. (2012). "Privatizing Climate Change Policy: Is there a Public Benefit?". Environmental and Resource Economics, 53(3): 409-433. https://doi.org/10.1007/s10640-012-9568-0

Mehrabanfar, E. (2016). "Pathology Study of the Governments Privatization Policy Based Ongrounded Theory Approach". Majlis and Rahbord, 23(86): 329-350, (in Farsi).

Ministry of Energy, Energy Planning Office (2000-2007). Energy Balance Sheet (in Farsi).

Mohammad Alikhani, S., Asifzadeh, S., Mohibfar, R., & Montazeri, A. (2012). "Study of Human Development Index (HDI) in Iran and Selected Countries". Payesh Quarterly, 11(14): 415-423, (in Farsi).

Nadafi, K., & Hasanvand, M. S. (2016). World Bank Report 2016: Health and Economic Effects of Air Pollution. Air Pollution Research Center, Environmental Research Institute, Tehran University of Medical Sciences (in Farsi).

Nasrollahi, A., & Ghaffari Gulak, M. (2010). "Air Pollution and its Determinants (The Case Study of SPM, and SO_2 Emissions in Iran Manufacturing Industries)". The Economic Research, 10(3): 75-95, (in Farsi).

Odum, E.P., and Barrett, G.W. (2005). *Fundamentals of Ecology*. 5th. ed. Thomson Brooks/Cole, Belmont, CA.

Okten, C., & Arin, K. P. (2006). "The effects of Privatization on Efficiency: How does privatization work?". World Development, *34*(9): 1537-1556.

O'Neill, J., Holland, A., and Light, A. (2008). *Environmental Values*. Routledge, London.

Pajooyan, J., & Moradhasel, N. (2008). "Assessing the Relation between Economic Growth and Air Pollution". The Economic Reseach, 7(4): 141-160, (in Farsi).

Pal, A.R., & Saha, D. (2015). "Pollution Tax, Partial Privatization and Environment, Contents Lists Available at Science Direct". Resource and Energy Economics, 40: 19-35.

Pi, J., Yang, L., & Zhou, Y. (2013). "Privatization and environmental pollution in a mixed duopoly". Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci/Proceedings of Rijeka Faculty of Economics, *31*(2): 163-192.

Poorahmadi, M., Mokhtarianpour, M., & Hasangholipor Yasory, T. (2018). "Pathology of the Implementation of Privatization Policies in Iran". Quarterly Journal Public Administration, 10(35): 333-356, (in Farsi).

Porter, M.E. (1991). "America's Green Strategy". Scientific American, 264, No. 4.

Pourasghar Sangachin, F. (2014). "Millennium Development Goals (MDG) and Sustainable Development Goals (SDG) (from MDG to SDG)". Karojamehe Cultural Socio-Economic Monthly Journal, 186(6), (in Farsi).

Prizzia, R. (2001). *The Impact of Development and Privation on Environmental Protection: An International Perspective*. Professional Studies Division, University of Hawaii-West Oahu: 96-129.

Rajabi Kouyakhi, N., & Shavvalpour, S. (2021). "The driving forces of energy consumption and carbon dioxide emissions in Iran's electricity sector: A decomposition analysis based on types of ownership". Cleaner Environmental Systems, 2(2): 1-10

Shafiei, A. (2018). "Examining the Challenges of Privatization in Iran's Economy and a Case Study on the Oil Industry". National Conference on Management and Humanities Research in Iran, 6, (in Farsi).

Shahab, M. R., & Nasersadrabad, S. M. (2014). "Investigating the Effect of Economic Policies of Government on Environmental Quality in Elected Countries". Journal of Environmental Sciences and Technology, 16(2): 139-150, (in Farsi).

Talukdar, D., & Meisner, C. M. (2001). "Does the Private Sector Help or Hurt the Environment? Evidence from Carbon Dioxide Pollution in Developing Countries". World Development, 29(5): 827-840. https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00008-0

Tsai. T.H., Wan. C.C., & Chiou, J.R. (2016). "Can Privatization be a Catalyst for Environmental R&D and Result in a Cleaner Environment?". Resource and Energy Economics, 43: 1-13.

Ulph, A., & Ulph, D. (2007). "Climate Change-Environmental and Technology Policies in a Strategic Context". Environ. Resour. Econ., 37: 159-180.

Vivien, F. D. (2006). Quelle économie pour l'environnement? Quel environnement pour l'économie?. study day "Environnement et développement durable: quelles approches en sciences sociales.

West, M., & Harrison, J. (1997). *Bayesian Forecasting and Dynamic Models* (2nd. ed.). Springer-Verlag.

World Bank (1999). Private Capital Flows to Developing Countries: The Road to Financial Integration. World Bank Policy Research Report Series, New York, Oxford University Press.

World Bank (2000). Privatization and the Environment: Les-sons Learned and Perspectives from Experience in Azerbaijan and Kazakhstan. Environment De-partment Research Paper. World Bank, Washington, D.C. Processed.

World Health, O. (2016). World health statistics 2016: monitoring health for the SDGs, sustainable development goals. World Health Organization.https://apps.who.int/iris/handle/10665/206498

Xing, M. & Tan, T. (2021). "Environmental Attitudes and Impacts of Privatization on R&D, Environment and Welfare in a Mixed Duopoly". Economic Research, 34(1): 807-827.

Zivot, E., & Andrews, D.W.K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". Journal of Business and Economic Statistics, 10(3): 251-70.

Ziyai Begdali, M. R. (2011). *General International Law*. Ganj-e Danesh Publication, 42 (in Farsi). https://www.sdgindex.org/reports/sustainable-development-report-2021/

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P:27-65.

Analysis and Investigation of the Impact of Privatization on Environmental Pollution in Iran: Application of TVP-VAR Method

Saman Ghaderi[1*]
Ramin Amani[2]
Mahabad Amini[3]

Received: 2022-7-20 Accepted: 2022-8-26

Aim and Introduction

Nowadays, the environmental impacts of human activities are considered one of the limitations of economic growth. Developing countries are facing the problem of environmental degradation, which hinders economic growth and development. On the other hand, the process of economic development of countries has become one of the environmental challenges and one of the most critical concerns of policymakers over the years. Due to the significant role of the government in the economy of the countries, government economic enterprises are also sources of pollution along with the private sector. The main reason is the unprecedented concentration of greenhouse gases, which leads to the intense and continuous production of carbon dioxide gas. In addition to being a dangerous factor for human health, air pollution also has an economic burden on societies, which causes a decrease in the quality of life and the welfare of society. Thus, developing countries, including Iran, are facing the problem of environmental degradation. Privatization can be a helpful policy and a government tool to influence economic productivity and social welfare through ecological pollution control. Most domestic research on privatisation's impact on environmental pollution has been interview-based and qualitative. For this reason, this research aims to investigate the impact of privatization on carbon dioxide emissions in Iran using the time-varying parameter vector autoregression (TVP – VAR) model. The model is considered dynamic due to the time factor, and the impact of privatization on environmental pollution in Iran can be accurately observed in different years.

Methodology

The present study investigates the impact of privatization on environmental pollution in Iran during 1991-2020 using the data of the Privatization Organization, the Central Bank of Iran, the World Bank, the Globalization Index website, and the energy balance sheet of the Ministry of Energy. Furthermore, the time-varying parameter vector autoregression (TVP – VAR) model has been used to study the relationship between variables. In this method, the optimal interval length of the model was determined first. Then, the data durability was checked through the unit root test of Zivot and Andrews (1992), considering the structural break. The next step examined cointegration tests, serial correlation, variance heteroscedasticity,

1. Assistant Professor of Economics and Faculty Member at the University of Kurdistan, Sanandaj, Iran, (Corresponding Author), E-mail: s.ghaderi@uok.ac.ir
2. Master in Economics, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. E-mail: r.amani@uok.ac.ir
3. Master in Economics, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. E-mail: mahamini777@gmail.com

and polynomial inverse root circle tests. In the end, the results of the impulse response function of the TVP – VAR model were presented. For this purpose, the emission rate of carbon dioxide has been used as an index of pollution, and the value of the transfer of shares and assets from the public sector to the private sector has been considered an index of privatization. The TVP – VAR method, unlike the vector autoregression model, allows the calculation of variable coefficients over time. Due to changing conditions, structural break and cyclical changes were observed in time series in macroeconomics. As a result, the TVP – VAR model enabled us to accurately obtain the nature of the economic structure's temporal changes.

Findings
In this research, the mechanisms of the impact of privatization on environmental pollution have been analyzed, and the time series data of 1991-2020 and the TVP-VAR model have been used as experimental work. The present research findings show that despite the incomplete, unscientific, and politicized implementation of privatization in Iran, privatization has reduced the emission of carbon dioxide gas in Iran.

Discussion and Conclusion
Based on the results, the relationship between the privatization index and environmental pollution is confirmed. It indicates that privatization has a negative and significant effect on the emission of carbon dioxide in Iran. With the increase of privatization, pollution is decreased because when privatization increases, the productivity of labor and capital and the access to new technology for reducing pollutants is also increased. In developing countries like Iran, economic issues are prioritized over environmental considerations, leading to policymaking without considering environmental costs. In contrast, by including environmental calculations in the studies related to economic policies, it is possible to view the environmental damage caused. Based on the results, it is concluded that the economic globalization index, investment, gross domestic product without oil, and human development index have significant and positive effects on production and carbon dioxide emissions. When the size of the government increases, efficiency and productivity decrease. In Iran, one solution can be importing environment-friendly technologies and more investment in this area. According to the results, it can be seen that the increase in privatization can reduce greenhouse gases, and this is due to the rise in the efficiency of private companies in the exploitation and optimal use of natural resources. Thus, policymakers can consider privatization as a part of the solution to fight environmental pollution.

Keywords: Privatization, Environmental Pollution, Time-Varying Parameter Vector Autoregression (TVP – VAR), Iran
JEL Classification: C22, L33, Q53

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۹۰-۶۷

نقش صندوق های سرمایه گذاری در رشد اقتصادی ایران[۱]

مصطفی کرمی اردالی[۲]
حسین مرزبان[۳]
علی حسین صمدی[۴]
امین ناظمی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۴/۱۲ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۵/۳**

چکیده

اقتصاد ایران، همواره با مشکل نقدینگی و تأمین مالی برای بخش های تولید مواجه بوده است. صندوق های سرمایه گذاری به عنوان یک متخصص مالی، با توجه به پتانسیل های موجود، می توانند این مشکل را تعدیل کنند. در این ارتباط هدف از مطالعه حاضر، آن بوده است که به بررسی تأثیر احتمالی صندوق های سرمایه گذاری بر رشد اقتصادی ایران بپردازیم. برای این هدف، اقتصادی با سه بخش تولید، خانوار و صندوق سرمایه گذاری در نظر گرفته شده است. مدل پیشنهادی برای سال‌های ۱۳۸۹:۱ تا ۱۳۹۹:۴ در دوره‌های فصلی با روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد شده، و نتایج، نشان می دهد که سرمایه گذاری صندوق های سرمایه گذاری در بازار اولیه، تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی داشته است. جریان ورودی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، تأثیر معناداری بر تولید ناخالص داخلی ندارد. اثر متقابل جریان وجوه صندوق و سرمایه گذاری اولیه صندوق، تأثیر منفی و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. بنابراین بر اساس یافته های مدل، صندوق های سرمایه گذاری به واسطهٔ جذب و تخصیص منابع، با رفع بخشی از کمبود نقدینگی بخش های تولید، می توانند اثر مثبتی بر رشد اقتصادی بگذارند. در انتها، توصیه سیاستی بر اساس نتایج مدل، این است که سیاست گذاران، توسعه کمی و کیفی صندوق های سرمایه گذاری را در سیاست های کوتاه مدت و بلند مدت، مورد توجه قرار دهند.

واژگان کلیدی: صندوق سرمایه گذاری، بازار سرمایه، رشد اقتصادی، بازار اولیه، مدل گشتاور های تعمیم یافته (GMM)

طبقه بندی JEL: G51, G23, G11

---

۱. مقاله حاضر، از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه شیراز استخراج شده است.

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه شیراز، فارس، ایران karamimos24@gmail.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه شیراز، فارس، ایران(نویسنده مسوول) dr.marzban@gmail.com
۴. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه شیراز، فارس، ایران asamadi@rose.shirazu.ac.ir
۵. استادیار بخش حسابداری، دانشگاه شیراز، فارس، ایران aminnazemi@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه، پیشرفت اقتصادهای بزرگ دنیا، مدیون وجود بازارهای مالی است. وظیفه بازار مالی به هم رساندن قرض گیرنده و قرض دهنده بوده و این نقش بازار مالی، به این دلیل، بسیار با اهمیت است. بازارهای مالی، جزء جدایی‌ناپذیر اقتصادها هستند و هرگاه سیستم مالی به خطر بیافتد، می‌تواند کل اقتصاد را دچار بحران کند و حتی در مواردی، به یک بحران جهانی تبدیل شود.

دغدغه امروز بنگاه های اقتصادی، تأمین مالی برای پروژه های در دست اجرای آنها است. منابع مالی مانند خون در شریان های اقتصادی است و بدون منابع، پروژه ها قادر به شروع به کار نخواهند بود. پروژه های نیمه تمام هم، در صورت اتمام منابع مالی، به بهره برداری نخواهند رسید. بنابراین در کنار مطالعات فنی و مالی، روش و دانش به کارگیری انواع و روش های تأمین مالی و تخصیص بهینه منابع، امری ضروری است. بسیاری از پروژه های مولد و سودآور، به طرق مختلف، درگیر چالش های مسیر تأمین مالی و ورود منابع هستند و در مقابل، به علت عدم تخصیص منابع به صورت ساختار یافته، منابع عظیم وارد طرح های قابل توجه شده و اتلاف می گردد (ذاکرنیا و همکاران، ۱۴۰۰).

در بازارهای مالی، ابزاری که قرض دهنده و قرض گیرنده را به هم می‌رساند، واسطه‌های مالی هستند و این واسطه ها، مؤسسات مختلفی را مثل بانک، کارگزاری سهام، بیمه و ... شامل می شوند. صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، پول سرمایه‌گذاران مختلف را تجمیع، و آن را در سبدی متنوع از دارایی ها سرمایه‌گذاری می‌کنند. انتظار سرمایه‌گذاران، این است که بازدهی بالاتری نسبت به معیار انتخاب شده توسط صندوق سرمایه‌گذاری یا زمانی که این سرمایه‌گذاران، سرمایهٔ خود را منفعلانه در یک بازار سهام خاص سرمایه‌گذاری نمایند، به دست آورند. به این ترتیب، سرمایه‌گذاران می توانند از مهارت و دانش مدیران صندوق به نفع خود، استفاده کنند (دی گالان[1]، ۲۰۲۲).

تأثیر صندوق های سرمایه گذاری بر رشد تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران، از آنجایی اهمیت بیشتری می یابد که بخش تولید، همواره با مسأله کمبود نقدینگی مواجه بوده است. از سوی دیگر، امکان تحقق بسیاری از طرح های توسعه ای مرتبط با سرمایه گذاری های مولد، به علت عدم دسترسی به نقدینگی کافی، فراهم نبوده است. در مقابل، نقدینگی در دست مردم نیز رقم بالایی را نشان می دهد. از این رو، نقش صندوق های سرمایه گذاری به عنوان یک واسطهٔ مالی که دسترسی کافی به اطلاعات مرتبط با عملکرد انتظاری شرکت ها و احتمال عملیاتی شدن طرح های سرمایه گذاری آن ها را دارد، اهمیت بسیاری پیدا می کند؛ زیرا چنین صندوق هایی می توانند با جذب نقدینگی و تخصیص آن به شرکت های با چشم انداز سوددهی مناسب، از یک سو، افراد را به سرمایه گذاری های مولد با سوددهی مطلوب تشویق نماید و از سوی دیگر، با تزریق نقدینگی جذب شده به شرکت های با عملکرد انتظاری درخور و طرح های توسعه ای مولد، موجبات رشد اقتصادی را نیز فراهم نماید.

موضوع صندوق های سرمایه گذاری، به طور گسترده در مطالعات مختلفی مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است. در این رابطه، می توان از دو جنبه، بررسی را انجام داد. جنبه اول، بررسی صندوق ها و عملکرد آنها در بازار سرمایه می‌باشد. در این بخش، مطالعات زیادی برای اقتصاد ایران انجام شده،

1. De Galan (2022)

و در مطالعات مختلف، به بررسی عملکرد صندوق ها، بررسی عوامل مؤثر بر بازدهی صندوق ها و مسائلی از این قبیل پرداخته شده است. جنبه دوم، بررسی اثر صندوق ها بر اقتصاد و رشد اقتصادی می باشد. سؤال اساسی این است که صندوق های سرمایه گذاری، چگونه و از چه کانال هایی می توانند بر رشد اقتصادی اثرگذار باشند؟ متأسفانه به رغم نقش مهم صندوق های سرمایه گذاری در تأمین مالی و اقتصاد، این جنبه از صندوق ها، مورد توجه کمتری در مطالعات قرار گرفته است. در مطالعات قبلی که در این زمینه انجام شده، جنبه توصیفی-تحلیلی موضوع مورد بحث قرار گرفته است؛ اما این مطالعات، چهارچوب مناسبی برای تحلیل تأثیر صندوق های سرمایه گذاری بر رشد اقتصادی ارائه نکرده اند.

از این رو هدف این مطالعه، کمرنگ کردن این شکاف مطالعاتی و اضافه کردن نتایج درخوری به ادبیات موجود می باشد. برای این هدف، در پژوهش حاضر بر اساس ادبیات نظری، یک مدل تعادل عمومی طراحی شده است که خروجی این مدل با توجه به بهینه سازی بخش های مختلف اقتصاد به دست می آید. این چهارچوب، جنبه جدید و سهم اصلی پژوهش در این زمینه است. خروجی مدل با استفاده از روش GMM برای دوره ۱۳۸۹:۱ تا ۱۳۹۹:۴ برآورد خواهد شد.

مطالعهٔ حاضر، به این صورت سامان دهی شده است که بعد از بیان مقدمه در بخش یک، مبانی نظری و مطالعات تجربی، به ترتیب، در بخش دو و سه بیان می گردد و در ادامه در بخش چهار، الگوی تجربی تصریح می گردد. برآورد و تحلیل نتایج تجربی، در بخش پنج صورت می پذیرد. بخش شش، به نتیجه گیری و بخش هفت، به توصیه های سیاستی اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری

در سال های اخیر، ابزارهای سرمایه گذاری جمعی، سهم بازار بزرگی را در سراسر جهان به دست آورده‌اند. صندوق های سرمایه گذاری، نهاد هایی با ماهیت باز هستند که آزادی سرمایه گذاری و عدم سرمایه گذاری (خروج یا کاهش سرمایه گذاری) را فراهم، و سرمایه گذاران با توجه به اهداف خود، تصمیمات سرمایه گذاری خود را اتخاذ می کنند (ویدال گارسیا و همکاران[1]، ۲۰۲۲).

صندوق های سرمایه گذاری، یک نوع واسطه مالی هستند. دلیل اصلی وجود واسطه های مالی در اقتصاد، وجود محدودیت هایی از جمله هزینه های معاملاتی و مسأله کمبود اطلاعات است. اگر اقتصادی موجود باشد که درگیر این محدودیت ها نباشد، جایی برای واسطه های مالی وجود نخواهد داشت. برخی از مهم ترین خدماتی که واسطه های مالی فراهم می کنند، عبارت اند از: نظارت، غربالگری و تأیید سرمایه گذاری ها به منظور غلبه بر مسأله اطلاعات نامتقارن که ناشی از افراد و عوامل با سطح اطلاعات متفاوت می باشد (باتاکاریا و تاکور[2]، ۱۹۹۲).

صندوق های سرمایه گذاری، از جمله پرکاربردترین و محبوب ترین ابزارهای مالی بین سرمایه گذاران هستند و این موضوع که عملکرد صندوق چگونه است و مقدار ریسک و بازدهی آن

1. Vidal-García *et al*. (2022)
2. Bhattacharya, & Thakor (1992)

برای سرمایه گذار به چه اندازه خواهد بود، از مهم ترین مسائلی می باشد که فرد سرمایه گذار هنگام انتخاب نوع سرمایه گذاری در نظر می گیرد.

ارزیابی عملکرد شامل دو اقدام اساسی است؛ اولین اقدام در ارزیابی عملکرد، تعیین مطلوب یا نامطلوب بودن عملکرد می باشد. دومین اقدام، مشخص کردن این امر است که آیا عملکرد مذکور ناشی از شانس و اقبال بوده یا درنتیجهٔ تخصص حاصل شده است. یکی از مشکلات اصلی در ارزیابی عملکرد، تمایل انسان به تمرکز بر بازده پرتفوی و عدم توجه کامل بر ریسک تحمل شده برای کسب بازده موردنظر است. لذا ارزیابی عملکرد باید شامل شناسایی همزمان بازده و ریسک سرمایه‌گذاری باشد (جباری، صالحی و امیری، ۱۳۹۱).

به‌منظور بررسی اثر صندوق‌های سرمایه‌گذاری در اقتصاد، دو کانال برای اینکه فعالیت صندوق سرمایه‌گذاری بر تولید و نهایتاً اقتصاد، اثرگذار باشد، معرفی شده است. کانال اول اثرگذاری صندوق‌ها بر اقتصاد، فعالیت این صندوق‌ها به‌عنوان سرمایه‌گذار و متخصص مالی در بازار اولیه است. بازاری که شرکت ها برای اولین بار جهت تأمین مالی خارجی سهام منتشر می کنند و صندوق‌ها به‌عنوان مؤسسات دارای اطلاعات در این بازار در نظر گرفته می شوند. پس مشارکت آنها در بازار اولیه، اثرات بالقوه بسیار مهمی تحت عنوان تخصیص سرمایه برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری حقیقی بر اقتصاد می‌تواند داشته باشد. صندوق‌های سرمایه‌گذاری با توجه به نقش نظارتی و غربالگری، و اطلاعات بیشتری که از شرکت‌ها نسبت به افراد عادی در اختیارشان قرار می‌گیرد، می‌توانند شرکت‌هایی سود ده و با بهره‌وری بالا را شناسایی کنند و به تأمین مالی بیشتر شرکت‌های دارای بهره‌وری و سود بیشتر، کمک کنند و از این طریق، روی تولید کل اثر بگذارند (زو[1]، ۲۰۱۶).

دومین کانال تأثیر صندوق‌ها، در بازار ثانویه به‌عنوان معامله‌گر و سرمایه‌گذار است. در این بازار، خرید و فروش سهام عملاً بین دو گروه معامله‌گر اتفاق می‌افتد و پولی به شرکت‌ها منتقل نمی‌شود. تأثیر وجود صندوق‌ها بر اقتصاد در بازارهای ثانویه، از طریق اثرگذاری آنها بر قیمت دارایی‌ها و سهام است. صندوق‌ها به علت اینکه یک مؤسسه مالی هستند و توانایی دسترسی به اطلاعات بالاتری نسبت به افراد دارند، دائماً اطلاعات جدیدی به دست می‌آورند و بر اساس آن عمل می‌کنند و از این طریق، به کارآیی قیمت‌ها و کارآیی بازار سرمایه کمک می‌کنند. فاما[2] (۱۹۷۰)، اشاره می‌کند که قیمت دارایی‌ها که به‌طور کامل تمامی اطلاعات در دسترس را منعکس می کند، می تواند سیگنال‌های دقیق فراهم کند که برای تخصیص منابع می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پژوهش‌های داخلی

حسین زاده و همکاران (۱۳۹۶)، نقش صندوق توسعه ملی در کاهش نوسانات اقتصادی ایران را با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی و با درنظر گرفتن سه سناریو، بررسی کرده اند. در سناریوی اول، فرض شده که دولت هیچ پولی از فروش نفت به صندوق توسعه ملی واریز نمی کند.

1. Zu (2016)
2. Fama (1970)

در سناریوی دوم، دولت بخشی از درآمد نفتی را به صندوق توسعه ملی اختصاص می دهد و در سناریوی سوم، دولت با اتکا به درآمد مالیاتی، کل پول فروش نفت را به صندوق توسعه ملی واریز می کند. نتایج نشان می دهد که درآمدهای نفتی، اثر معناداری بر رشد اقتصادی و مصرف در سه سناریو دارد. اتکا دولت به درآمدهای مالیاتی در سناریوی دوم و سوم در کوتاه مدت، به کاهش در مصرف، رشد اقتصادی و سرمایه گذاری منجر شده است، اما در بلندمدت، تأثیر آن بر متغیرهای ذکر شده مثبت است. نتایج سناریوی سوم، نشان می دهد که اتکای دولت به درآمد مالیاتی و سرمایه‌گذاری منابع ارزی از طریق صندوق توسعه ملی، به رشد اقتصادی منجر می شود.

فرمان آرا و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی نقش بازار سرمایه در تأمین مالی و رشد اقتصادی طی سال های ۲۰۱۷-۱۹۸۸ برای ایران و منتخبی از کشورهای درحال توسعه پرداخته اند. با استفاده از روش آماری و اقتصاد سنجی داده های تابلویی،[1] متغیرهای مدل را برآورد کرده و تأثیر آنها را بر روی رشد اقتصادی، بررسی نموده اند. نتایج حاکی از آن است که تأمین مالی از طریق بازار سرمایه در رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلند مدت از لحاظ آماری معنا دار بوده است و اثر مثبتی دارد و همچنین درجه توسعه بازار مالی، به اثربخشی بیشتر بازار سرمایه در رشد اقتصادی منجر می گردد.

۲-۳. پژوهش‌های خارجی

چمانور و هوانگ[2] (۲۰۱۰)، به بررسی عملکرد مؤسسات سرمایه‌گذاری در بازار اولیه پرداخته‌اند. بررسی آنها، این موضوع که مؤسسات سرمایه‌گذاری دارای اطلاعات پنهان در مورد عرضه اولیه هستند را اثبات می‌کند. آنها می‌گویند که معامله‌های مؤسسات سرمایه‌گذاری، قدرت پیشگویی برای عملکرد بلندمدت عرضه اولیه را دارد. مؤسسات، نقش مهمی در بازار ثانویه دارند و از در اختیار داشتن اطلاعات پنهان، پاداش بسیاری دریافت می‌کنند.

جانک[3] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای با عنوان "جریان وجوه صندوق‌های سرمایه‌گذاری، بازده انتظاری و اقتصاد واقعی"، فرضیه اطلاعات را با استفاده از داده‌های جریان وجوه کل صندوق‌های سرمایه گذاری که در ICI[4] موجود است، تست می‌کند. نتایج، نشان می دهد که بازده بازار سهام و جریان وجوه به‌طور پیوسته، به اخبار اقتصاد کلان واکنش نشان می‌دهد. همبستگی میان جریان وجوه و بازده بازار، به‌طور قابل توجهی توسط پیش‌بینی‌های متغیرهای اقتصاد کلان قابل توضیح است و علاوه بر این، جریان وجوه می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی آتی را پیش‌بینی کند که توسط رشد تولید ناخالص داخلی، تولیدات صنعتی، مصرف و درآمد کارکنان، قابل‌اندازه‌گیری است.

بساک و پاولوا[5] (۲۰۱۲)، در مقاله ای، به بررسی قیمت دارایی ها و مؤسسات سرمایه گذاری پرداخته اند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که معاملات توسط سرمایه‌گذاران نهادی، اثرات قابل‌توجهی بر قیمت دارایی‌ها دارد. آنها اقتصادی را در نظر می گیرند که دو گروه مؤسسات سرمایه گذاری و

1. Panel data
2. Chemmanur & Huang (2010)
3. Jank (2011)
4. Investment Company Institute
5. Basak & Pavlova (2012)

سرمایه گذاران انفرادی را دارد. نتایج، نشان می دهدکه مؤسسات به طور بهینه، پرتفوی خود را به سمت سهامی که شاخص معیار آنها را تشکیل می دهند، متمایل می کنند. فشار قیمت حاصله، باعث تقویت سهام شاخص می شود، در حالی که سهام غیرشاخصی را تحت تأثیر قرار نمی دهد. مؤسسات دارای تقاضای بیشتر، از سهام پرریسک نسبت به سرمایه‌گذاران خرد هستند، که باعث تقویت نوسانات سهام شاخص و نوسانات بازار سهام می شوند.

ونانزی[1] (۲۰۱۶)، به بررسی عملکرد صندوق‌های سرمایه‌گذاری ایتالیا می‌پردازد و هدف اصلی او، پاسخ دادن به این سؤال است که آیا معیار اندازه‌گیری بازده مهم است؟ بر اساس مجموعه داده‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری ایتالیا، پویایی بازده و جریان نقدی را در دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۳ را شبیه‌سازی می‌کند. نتایج، نشان می‌دهد که تفاوت در معیار اندازه‌گیری بازده مهم و تأثیرگذار بر اندازه‌گیری عملکرد است و باید از معیار مناسب برای بررسی از دیدگاه و جنبه‌های متفاوت استفاده شود. تفاوت بین معیار وزن دهی شده بر اساس زمان و معیار وزن دهی شده بر اساس پول، برای اندازه‌گیری بازده سرمایه‌گذاری در سطح یک صندوق قابل‌توجه است.

جیاما و همکاران[2] (۲۰۲۱)، در پژوهشی، به بررسی تأثیرات متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان بر عملکرد مالی صندوق های سرمایه گذاری با استفاده از روش خود توضیح با وقفه های توزیعی پانلی [3]در بازه زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۷ در کشور غنا پرداخته اند. نتایج رابطه بلندمدت، نشان می دهد که متغیرهای نرخ ارز، تورم، نرخ رشد اقتصادی و اوراق قرضه دولتی، تأثیر مثبت و معناداری بر عملکرد صندوق های سرمایه گذاری دارند. نتایج رابطه کوتاه مدت، حاکی از آن است که سیاست پولی، تأثیر مثبت و معنادار و اوراق قرضه دولتی، تأثیر منفی و معناداری بر عملکرد صندوق های سرمایه‌گذاری دارند.

۴. روش پژوهش

هدف از این مطالعه، بررسی اثر صندوق‌های سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ایران است. در مطالعات قبلی، صندوق ها از جنبه های متفاوتی مورد بررسی نبوده، و کانال های تأثیرگذاری صندوق ها بر تولید و رشد اقتصادی، مورد بررسی قرار نگرفته است. از این رو، هدف از مطالعه حاضر، پوشش این شکاف مطالعاتی بوده است. برای این هدف، در این بخش، یک مدل اقتصادی طراحی می شود و با بهینه سازی بخش های مختلف اقتصاد، به بررسی اثر صندوق ها بر رشد اقتصادی پرداخته می شود.

۴-۱. مدل پژوهش

اقتصاد بسته ای را در نظر می‌گیریم که در آن، صندوق‌های سرمایه‌گذاری به عنوان سرمایه‌گذار دارای اطلاعات، سرمایه را به شرکت‌های دارای بهره‌وری بالاتر تخصیص می‌دهند. اقتصاد موردنظر را به صورت یک دوره‌ای در نظر می‌گیریم که دارای دو بخش تولید، یک بخش صندوق سرمایه‌گذاری نمونه و یک بخش خانوار نمونه می‌باشد.

1. Venanzi (2016)
2. Gyimah et al (2021)
3. Panel ARDL

۴-۱-۱. بنگاه تولید

در این بخش، دو نوع شرکت با بهره وری بالا (H) و شرکت های با بهره وری پایین (L) را در نظر می گیریم و در هر بخش، تعدادی تولیدکننده یکسان داریم. هر دو نوع شرکت می توانند از طریق انتشار سهام جدید در بازار اولیه، وجوه مورد نیاز خود را کسب کنند. هر دو بخش تولید، دارای تکنولوژی با بازدهی نسبت به مقیاس ثابت هستند که سرمایه به عنوان تنها عامل تولید[1] به صورت:

$$Y_L = A_L I \quad (۱)$$

$$Y_H = (A_L + \theta) I \ , \ \theta > 0 \quad (۲)$$

که در آن، (A_L) بهره‌وری شرکت گروه L و $(A_L + \theta)$ بهره‌وری شرکت گروه H و متوسط بهره‌وری در اقتصاد برابر $\left(A_L + \frac{\theta}{2}\right)$ می‌باشد. از آنجایی که هر دو بنگاه، کالای مصرفی تولید می کنند، بازار اولیه را تشکیل می دهند. بجز بازار اولیه، یک بازار ثانویه نیز وجود دارد که این بازار شامل پروژه های سرمایه گذاری می باشد. فرض می شود که بازار ثانویه، بازدهی انتظاری برابر با میانگین بازدهی دو بخش بازار اولیه را دارد. از این رو، بدون داشتن مزیت اطلاعاتی، فرد ریسک خنثی بین سرمایه گذاری در بازار اولیه و ثانویه بی تفاوت می باشد. این فرض، معرف آن است که بازدهی بازار ثانویه (Rm) برابر است با:

$$R_m = \left(A_L + \frac{\theta}{2}\right) \quad (۳)$$

در این حالت در پایان دوره، سهم پروژه های سرمایه گذاری از تولید برابر با $R_m * S$ خواهد بود (S معرف میزان سرمایه در بازار ثانویه است). همچنین فرض می شود که پروژه های سرمایه گذاری سود ده هستند (از این رو $\left(A_L + \frac{\theta}{2}\right) > 1$). بنابراین همه سرمایه گذاران، به سرمایه گذاری در هر دو بازار تمایل دارند.

۴-۱-۲. صندوق سرمایه‌گذاری

یک بخش صندوق سرمایه‌گذاری داریم که می‌تواند از طرف خانوار نمونه، سرمایه‌گذاری انجام دهد. صندوق توسط یک مدیر ریسک خنثی اداره می‌شود و فرض می‌کنیم که صندوق هیچ سرمایه‌ای ندارد و بنابراین، می‌تواند به‌اندازه جریان وجوهی که اول دوره از خانوار دریافت می‌کند که با F نشان می‌دهیم، سرمایه‌گذاری کند. فرض می‌کنیم که صندوق، دسترسی به اطلاعات لازم و تکنولوژی تولید و توانایی تشخیص شرکت‌های با بهره‌وری بالا را دارد؛ یعنی صندوق سرمایه‌گذاری، توانایی تشخیص θ را دارد. صندوق سرمایه‌گذاری به‌منظور کسب این اطلاعات، هزینه‌هایی متحمل می‌شود که آن را با پارامتر $\emptyset$ نشان می‌دهیم و فرض می‌کنیم که این هزینه نسبت به مقدار سرمایه گذاری در بازار

---

۱. هدف ما، بررسی اثر صندوق های سرمایه گذاری و بخش سرمایه اقتصاد است، وجود و عدم وجود نیروی کار در مدل روی نتایج، تأثیر چندانی ندارد و نیروی کار و دستمزد را نرمال به یک می گیریم.

اولیه (f) محدب است. به طور مشخص، سرمایه گذاری به اندازه (f) در بخش با بهره وری بالا (H) هزینه ای برابر با $\frac{1}{2}\emptyset f^2$ در بر خواهد داشت. در اینجا ($\emptyset$) پارامتر هزینه است.

صندوق سرمایه‌گذاری، علاوه بر سرمایه‌گذاری در بازار اولیه، می‌تواند در بازار ثانویه نیز سرمایه‌گذاری کند و f میزان سرمایه‌گذاری در بازار اولیه و $(F-f)$ سرمایه‌گذاری در بازار ثانویه می‌باشد. در بازار ثانویه، هزینه سرمایه‌گذاری، تنها هزینه کارمزد کارگزاری می‌باشد که با (η) نشان می‌دهیم و درنتیجه، بازدهی سرمایه‌گذاری در بازار ثانویه برابر می‌شود با $(R_m-\eta)$. هزینه کارمزد به صورت اکید کمتر از متوسط بازدهی پروژه های موجود در اقتصاد در نظر گرفته می شود؛ یعنی $\eta < \left(A_L+\frac{\theta}{2}\right)$.

فرض می شود بین خانوار و صندوق سرمایه‌گذاری، مسأله نمایندگی[1] وجود ندارد و صندوق، به دنبال حداکثر کردن بازدهی خانوار می باشد. با میزان داده شده F، درنهایت، مسأله بهینه یابی صندوق به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\max_{0\le f\le F} \underbrace{(A_L+\theta)f-\frac{1}{2}\emptyset f^2}_{\text{بازار اولیه}}+\underbrace{(F-f)(R_m-\eta)}_{\text{بازار ثانویه}} \quad (۴)$$

$$where\ R_m=\left(A_L+\frac{\theta}{2}\right)$$

که جریان وجوه ورودی به صندوق های سرمایه گذاری (F)، توسط خانوار به صورت درونزا تعیین می شود.

۳-۱-۴. خانوار نمونه

بخش سوم اقتصاد را خانوار نمونه تشکیل می‌دهد. در مدل‌های اقتصادی، عموماً هدف خانوار حداکثر سازی مطلوبیت کل است و مطلوبیت، تابعی از مصرف و فراغت می‌باشد. در این مدل، به دلیل اینکه هدف ما بررسی اثر صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بخش سرمایه اقتصاد است، وجود و عدم وجود نیروی کار در مدل، روی نتایج تأثیر چندانی ندارد و نیروی کار و دستمزد را نرمال به یک گرفته و تابع مطلوبیت خانوار نمونه را تنها تابعی از متغیر مصرف در نظر می‌گیریم:

$$u(c_t) \quad (۵)$$

هدف خانوار، حداکثر کردن مطلوبیت است و تابع مطلوبیت ما، تابعی از تنها عامل مصرف می‌باشد و به دلیل رابطه مستقیم مثبت بین مطلوبیت و مصرف، حداکثر کردن مطلوبیت، برابر با حداکثر کردن مصرف می‌باشد. از طرفی، به دلیل اینکه اقتصاد را یک دوره‌ای در نظر گرفتیم، مصرف برابر درآمد است و به‌عبارت‌دیگر، حداکثر مطلوبیت برابر با حداکثر درآمد است.

1. Agency problem

W سرمایه اولیه می‌باشد که می‌تواند مستقیماً در بازار اولیه سرمایه‌گذاری کند یا به صورت غیرمستقیم از طریق صندوق در بازار ثانویه سرمایه گذاری نماید. هدف خانوار از سرمایه گذاری، تأمین مصرف آینده است. خانوار از دو جهت آگاهی لازم را ندارد: اول، اینکه نمی‌تواند بین دو گروه شرکت‌ها تفاوتی قائل شود و دوم، آنکه اطلاع دقیقی از میزان θ ندارد ولی در عوض θ^h یک میزان بهره‌وری برای خود تخمین می‌زند و در نظر می‌گیرد. با توجه به سرمایه اولیه (W)، خانوار با مسأله بهینه سازی زیر رو به می‌باشد:

$$\max_{0\le F\le \mathrm{w}} E\big(R_{MF}(F)\big) + D \times E(R_D) \qquad (۶)$$
$$s.t\ W = F + D$$

که در آن، $E\big(R_{MF}(F)\big)$ بازدهی انتظاری از سرمایه‌گذاری در صندوق و $E(R_D)$ بازدهی حاصل از سرمایه‌گذاری مستقیم خانوار است که برابر $A_L + \frac{\theta^h}{2}$ می‌باشد. ازآنجایی‌که خانوار انتظار دارد صندوق‌های سرمایه‌گذاری نیز اطلاعات θ^h را داشته باشند، بازدهی انتظاری خانوار از سرمایه‌گذاری در صندوق سرمایه‌گذاری بر مبنای θ^h خواهد بود و می‌توان مسأله خانوار را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\max_{0\le f\le \mathrm{w}} \underbrace{(A_L+\theta^h)\hat{f} - \frac{1}{2}\emptyset\hat{f}^2 + \big(F-\hat{f}\big)\left(A_L+\frac{\theta^h}{2}-\eta\right)}_{E(R_{MF}(F))} + D(A_L+\frac{\theta^h}{2}) \qquad (۷)$$

$$s.t\ \ \hat{f} = \underset{0\le f\le F}{\operatorname{argmax}}(A_L+\theta^h)\hat{f} - \frac{1}{2}\emptyset\hat{f}^2 + (F-f)\left(A_L+\frac{\theta^h}{2}-\eta\right) \qquad (۸)$$
$$W = F + D$$

که در آن، F نشان‌دهندهٔ جریان وجوه خانوار و $\hat{f}$ انتظار خانوار از میزان سرمایه‌گذاری صندوق سرمایه‌گذاری در بخش با بهره وری بالا (H) در بازار اولیه می‌باشد. در معادله (۷)، سه جز اول، معرف انتظار خانوار از بازدهی ای است که از صندوق سرمایه‌گذاری به دست می آورد و جز چهارم نیز بازدهی انتظاری سرمایه‌گذاری مستقیم خانوار در بازار اولیه می باشد.

بازدهی انتظاری خانوار از سرمایه گذاری در صندوق های سرمایه‌گذاری، به درک خانوار از میزان اطلاعات صندوق ها (θ^h) وابسته است. قید (۸) به سادگی بیان می کند، خانوار عقیده دارد که صندوق سرمایه گذاری به بهترین شکل ممکن عمل می نماید و بازدهی را به واسطه سرمایه گذاری $\big(\hat{f}\big)$ در بازار اولیه و $\big(F-\hat{f}\big)$ در بازار ثانویه حداکثر می کند

۲-۴. تحلیل تعادل و کل اقتصاد

برای تعیین اثر صندوق سرمایه گذاری به عنوان یک واسطهٔ مالی بر تولید (پس از بهینه سازی بخش های مختلف)[۱]، کل تولید را در اقتصاد به صورت زیر تعریف می کنیم:

$$Y = (A_L + \theta)f - \frac{1}{2}\emptyset f^2 + (W - F)\left(A_L + \frac{\theta}{2}\right) - (F - f)\eta + R_m S \quad (۹)$$

دو قسمت اول معادلهٔ فوق، مربوط به سرمایه‌گذاری صندوق‌ها با کسر هزینهٔ اطلاعات، قسمت سوم معادله، سرمایه‌گذاری مستقیم خانوار، قسمت چهارم، هزینه‌های کارگزاری و آخرین قسمت معادله بیانگر سهم پروژه‌های موجود (بازار ثانویه) از تولید است.

معادله فوق، همچنین بیانگر این نکته است که هزینهٔ معامله در بازار ثانویه، یک زیان واقعی برای جامعه به همراه دارد، زیرا منابع در این فرایند مصرف می شوند اما تولیدی ایجاد نمی کنند. همان طور که قبلاً اشاره کردیم، سرمایه گذاری صندوق ها (f) شامل دانش و اطلاعات نسبت به فرصت های سرمایه گذاری (θ) می باشد. بااین حال، صحت این مقوله، ممکن است به اندازهٔ (θ^h) درمقابل (θ) بستگی داشته باشد.

مورد ۱: اگر $(\theta^h \leq \theta)$ و $(F = f)$ باشد، در این حالت، با جایگزینی (f) به جای (F) در معادله (۹)، خواهیم داشت:

$$Y = (A_L + \theta)f - \frac{1}{2}\emptyset f^2 + W\left(A_L + \frac{\theta}{2}\right) - f\left(A_L + \frac{\theta}{2}\right) + R_m S$$
$$= \frac{\theta}{2}f - \frac{1}{2}\emptyset f^2 + W\left(A_L + \frac{\theta}{2}\right) + R_m S \quad (۱۰)$$

براساس معادلهٔ فوق، تولید کل نسبت به سرمایه‌گذاری صندوق (f) فزاینده و نسبت به مربع آن (f^2) - به دلیل تحدب هزینه اطلاعات - کاهنده خواهد بود. بنابراین، از آنجایی که تولید کل توسط مقدار حقیقی بهره وری تعیین می‌شود و پیش بینی خانوار از بهره وری، نقشی در تعیین تولید کل ندارد، جریان وجوه صندوق ها نیز نقشی در تعیین تولید کل ندارد.

مورد ۲: اگر $(\theta^h > \theta)$ و $(F > f)$ باشد، در این حالت، معادله تولید کل براساس (f) قابل مشاهده (که $\theta = 2\emptyset f - 2\eta$ نتیجه آن است) را به صورت زیر بازنویسی می کنیم:

---

۱. در بخش های تولید، خانوار و صندوق سرمایه گذاری با توجه به هدف حداکثرسازی بازدهی، بهینه سازی انجام شد و در نهایت، با استفاده از نتایج بهینه سازی، می توان تولید کل را استخراج کرد.
درصورت نیاز به اطلاعات بیشتر نسبت به مراحل بهینه سازی، از طریق ایمیل karamimos24@gmail.com می توانید با نویسنده مکاتبه نمایید.

$$Y = (A_L + 2\emptyset f - 2\eta)f - \frac{1}{2}\emptyset f^2 + (W - F)\left(A_L + \frac{2\emptyset f - 2\eta}{2}\right) - (F - f)\eta + R_m S \quad (۱۱)$$
$$= (A_L - \eta)f + (A_L - \eta)W - A_L F + \frac{3}{2}\emptyset f^2 + \emptyset W f - \emptyset F f + R_m S$$

معادله (۱۱)، نشان می دهد که سرمایه گذاری صندوق در بازار اولیه، اطلاعاتی در مورد مقدار بهره وری حقیقی (θ) در بر دارد. بنابراین تولید کل، رابطه مثبتی با جزء خطی (f) دارد. ثروت (W) نیز اثر مثبتی بر تولید می گذارد. به دلیل برتری اطلاعاتی صندوق و توانایی سرمایه گذاری آن در بخش با بهره وری بالا (H)، تصمیمات سرمایه گذاری صندوق، بهره وری آتی و به تبع آن، تولید را آشکار می کند.

۵. مسأله تخمین

بر مبنای بهینه سازی توابع مدل و تبع آن معادله (۱۱)، در چهارچوب اثر گذاری صندوق های سرمایه گذاری بر تولید و رشد اقتصادی، می توان فرم عمومی مدل را به صورت زیر تصریح نمود:

$$y = U(f, F, W, Wf, Ff, R_m) \quad (۱۲)$$

که به لحاظ تئوریک انتظار می رود که؛

$$\frac{\partial y}{\partial f} > 0, \quad \frac{\partial y}{\partial F} < 0, \quad \frac{\partial y}{\partial W} > 0, \quad \frac{\partial y}{\partial Wf} > 0, \quad \frac{\partial y}{\partial Ff} < 0, \quad \frac{\partial y}{\partial R_m} > 0$$

در نهایت، به منظور تخمین مدل و برآورد پارامتر ها، تبدیل لگاریتمی و فرم خطی تابع فوق را می توان به زیر تصریح نمود:

$$lny_t = \alpha + \beta_1 lnf_t + \beta_2 lnF_t + \beta_3 lnW_t + \beta_4 \ln(W_t f_t) + \beta_5 \ln(F_t f_t) + \beta_6 R_{m_t} + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

که در معادله فوق:

lny_t: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی؛

lnf_t: لگاریتم طبیعی سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه؛

lnF_t: لگاریتم طبیعی جریان وجوه ورودی به صندوق های سرمایه گذاری از سوی خانوار؛

lnW_t: لگاریتم طبیعی ثروت خانوار؛

$\ln(W_t f_t)$: لگاریتم طبیعی ثروت خانوار ضرب در سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه، که تحت عنوان اثر متقابل ثروت و جریان سرمایه گذاری شناخته می شود؛

$\ln(F_t f_t)$: لگاریتم طبیعی جریان وجوه ضرب در سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه، که تحت عنوان اثر متقابل جریان وجوه و جریان سرمایه گذاری شناخته می شود؛

R_{m_t}: بازدهی بازار ثانویه[۱]؛
ε_t: جمله پسماند مدل است.

مدل فوق با استفاده از داده های سری زمانی بازه فصلی ۱۳۸۹:۱ تا ۱۳۹۹:۴ با به کارگیری تکنیک های اقتصادسنجی سری زمانی برآورد می شود. در ارتباط با داده های مرتبط با متغیر های مدل، در مورد متغیر وابسته، از اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی حقیقی (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰)، در مورد متغیر سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه، میزان سرمایه گذاری صندوق ها در پذیره نویسی اولیه شرکت های بورس و فرابورس، در مورد متغیر جریان وجوه صندوق، میزان وجوه ورودی صندوق از ناحیه مردم، در مورد متغیر ثروت از پروکسی نقدینگی،[۲] و در مورد متغیر بازدهی بازار ثانویه نیز از پروکسی بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار استفاده شده است.

داده های مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی و ثروت خانوار، از پایگاه آماری مرکز آمار ایران و داده های مربوط به صندوق های سرمایه گذاری و بازدهی بازار، از سازمان بورس اوراق بهادار و پایگاه های مرتبط با این سازمان استخراج شده اند.

۱-۵. تخمین پارامترها و برآورد مدل

در این بخش، ابتدا به تجزیه و تحلیل داده های مرتبط با متغیر های مدل با استفاده از تکنیک های اقتصاد سنجی سری زمانی می پردازیم. سپس با توجه به ماهیت داده ها، پارامتر های مدل، با تکنیک های متناسب برآورد می شوند.

۱-۱-۵. آزمون ریشه واحد متغیر های مدل

در این بخش، مانایی متغیر های مدل با استفاده از آزمون های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته[۳] (ADF) و فیلیپس-پرون[۴] (PP) بررسی می شود. بررسی مانایی متغیر های مدل، امری ضروری بوده و لحاظ نکردن این مقوله، ممکن است به بروز رگرسیون کاذب منجر شود. نتایج آزمون ریشه واحد متغیر های مدل، در جدول ۱ گزارش شده است.

---

۱. از آنجایی که این متغیر، یک نرخ محسوب می شود و نرخ ها ممکن است اعداد منفی به خود بگیرند، بنابراین نمی توان از اعداد منفی، لگاریتم گرفت. اگرچه در نرم افزار می توان از چنین متغیرهایی لگاریتم گرفت اما این مسأله باعث می شود مشاهداتی که اعداد منفی دربردارند، از بین بروند. با توجه به محدودیت زمانی مشاهدات در ایران، فقدان چنین مشاهداتی، ممکن است باعث بروز تورش در ضرایب شود. از طرفی، برپایهٔ معادلات حاصل از بهینه سازی، رابطه بازدهی بازار با تولید به صورت خطی مفروض شده است که از این جنبه نیز این مسأله قابل توجیه است.

۲. نقدینگی شامل دو جزء سپرده های دیداری (DD) و سپرده های غیر دیداری (TD) می باشد. از آنجایی سپرده های دیداری، بیشتر صرف مبادلات کوتاه مدت و هزینه های جاری می شوند و نمی توان این جزء از نقدینگی را به عنوان ثروت مفروض داشت. از این رو، منظور از ثروت، جزء TD نقدینگی می باشد.

3. Augmented Dickey-Fuller

4. Phillips-Perron

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل در سطح

نام متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته			آزمون فیلیپس-پرون		
	آماره آزمون	مقدار بحرانی	نتیجه	آماره آزمون	مقدار بحرانی	نتیجه
lny_t	-۱/۶۱۲۴	-۳/۵۲۶۶	نامانا	۰/۳۰۸۶	-۳/۵۱۸۰	نامانا
lnf_t	-۲/۲۳۶۰	-۳/۵۲۰۷	نامانا	-۲/۸۲۷۴	-۳/۵۱۸۰	نامانا
lnF_t	-۳/۳۶۶۴	-۳/۵۱۸۰	نامانا	-۳/۴۵۵۳	-۳/۵۱۸۰	نامانا
lnW_t	-۲/۰۱۱۰	-۳/۵۱۸۰	نامانا	-۲/۰۶۷۱	-۳/۵۱۸۰	نامانا
$\ln(W_t f_t)$	-۲/۴۱۲۸	-۳/۵۱۸۰	نامانا	-۲/۴۱۲۵	-۳/۵۱۸۰	نامانا
$\ln(F_t f_t)$	-۳/۲۹۲۹	-۳/۵۱۸۰	نامانا	-۳/۲۸۲۸	-۳/۵۱۸۰	نامانا
R_{m_t}	-۲/۳۲۵۱	-۳/۵۲۳۶	نامانا	-۲/۵۴۵۹	-۳/۵۱۸۰	نامانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول فوق، حاکی از آن است که در مورد تمامی متغیر ها در هر دو آزمون، قدر مطلق آماره آزمون، کوچک تر از قدر مطلق مقدار بحرانی است، و نشان می دهد که نمی توان فرضیه صفر را رد نمود. فرضیه صفر هر دو آزمون، بیانگر وجود یک ریشه واحد در متغیر است. از این رو، تمامی متغیر های مدل در سطح مانا نبوده و دارای حداقل یک ریشه واحد می باشند. برای پی بردن به رتبه جمعی متغیر ها و تعداد ریشه واحد، لازم است تا مجدداً از تفاضل مرتبه اول متغیر ها، آزمون ریشه واحد بگیریم. نتایج آزمون ریشه واحد متغیر ها در تفاضل مرتبه اول، در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل در تفاضل مرتبه اول

نام متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته			آزمون فیلیپس-پرون		
	آماره آزمون	مقدار بحرانی	نتیجه	آماره آزمون	مقدار بحرانی	نتیجه
$dlny_t$	-۵/۳۹۵۳	-۳/۵۲۶۶	مانا	-۱۵/۹۱۰۴	-۳/۵۲۰۷	مانا
$dlnf_t$	-۷/۸۴۲۹	-۵/۵۲۳۶	مانا	-۳۲/۰۸۱۳	-۳/۵۲۰۷	مانا
$dlnF_t$	-۶/۵۶۷۸	-۳/۵۲۰۷	مانا	-۷/۷۴۳۲	-۳/۵۲۰۷	مانا
$dlnW_t$	-۶/۴۴۱۵	-۳/۵۲۰۷	مانا	-۶/۴۴۱۶	-۳/۵۲۰۷	مانا
$dln(W_t f_t)$	-۹/۰۱۶۱	-۳/۵۲۰۷	مانا	-۱۱/۱۸۶۸	-۳/۵۲۰۷	مانا
$dln(F_t f_t)$	-۹/۷۵۴۷	-۳/۵۲۰۷	مانا	-۲۰/۲۳۲۰	-۳/۵۲۰۷	مانا
dR_{m_t}	-۹/۹۲۵۴	-۳/۵۲۲۶	مانا	-۱۱/۶۸۷۵	-۳/۵۲۰۷	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول فوق، حاکی از آن است که در مورد هر دو آزمون، تمامی متغیر های مدل در تفاضل مرتبه اول، مانا می باشند. بنابراین بر اساس نتایج این آزمون ها، تمامی متغیر های مدل، دارای رتبه جمعی یکسان و همگی دارای یک ریشه واحد I(1) می باشند.

۲-۱-۵. آزمون همجمعی متغیر های مدل

بر اساس نتایج آزمون های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون، متغیر های مدل، دارای رتبه جمعی یکسان و همگی I(1) می باشند. به دلیل نامانا بودن متغیر های مدل، در صورتی می توان پارامتر های بلند مدت را استخراج نمود که یک رابطه همجمعی بین متغیر های مدل وجود داشته باشد.

در این پژوهش، به منظور آزمون وجود رابطه همجمعی در بین متغیر های مدل، از آزمون همجمعی جوهانسن- جوسیلیوس[1] استفاده می شود. به منظور تخمین تعداد بردار های همجمعی در روش جوهانسن- جوسیلیوس، ابتدا لازم است تا تعداد وقفه بهینه سیستم معادلات VAR[2] این آزمون تعیین شود؛ که در اینجا از معیار وقفه شوارتز- بیزین[3] در تعیین وقفه بهینه استفاده شده است. بر اساس این معیار، طول وقفه بهینه، برابر ۱ است.

در قدم بعدی، لازم است تا تعداد بردار همجمعی ممکن در بین متغیرهای مدل مشخص گردد. برای این امر، از دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر برای تشخیص تعداد بردارهای همجمعی استفاده می شود. درمورد آماره حداکثر مقدار ویژه، به ترتیب، "فرضیه صفر عدم وجود رابطه همجمعی در مقابل وجود یک رابطه همجمعی" و "وجود یک یا کمتر از یک رابطه همجمعی در مقابل دو رابطه همجمعی" آزمون می شود. درمورد آماره اثر نیز به ترتیب، "فرضیه صفر، عدم وجود رابطه همجمعی در مقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطه همجمعی" و "وجود یک یا کمتر از یک رابطه همجمعی در مقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطه همجمعی" آزمون می شود. اگر آماره های آزمون مربوط به این متغیرها از مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بیشتر باشد، فرضیه مقابل پذیرفته می شود و بر این اساس، تعداد بردارهای همجمعی به دست می آید. برای یافتن تعداد بردار های همجمعی، از دو آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه λ_{Max} و آزمون اثر λ_{trace} استفاده شده که نتایج آن، در جدول زیر بیان شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون آماره حداکثر مقادیر ویژه

فرض صفر	مقادیر ویژه	آماره حداکثر مقادیر ویژه	مقادیر بحرانی (۰/۰۵)	P-Value
$H_0: r = 0$	۰/۸۴۴۹	۷۶/۴۲۶۱	۴۹/۵۸۶۳	۰/۰۰۰
$H_0: r \leq 1$	۰/۶۵۵	۳۸/۱۴۴۳	۴۳/۴۱۹۷	۰/۱۶۷
$H_0: r \leq 2$	۰/۵۲۱۱	۳۰/۱۹۵۲	۳۷/۴۱۹۷	۰/۲۵۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Johansen and Juselius Cointegration Test
2. Vector Autoregression.
3. Schwarz's Bayesian Criterion

جدول ۴: نتایج آزمون آماره ماتریس اثر

فرض صفر	مقادیر ویژه	آماره اثر	مقادیر بحرانی (۰/۰۵)	P-Value
$H_0: r = 0$	۰/۸۴۴۹	۱۷۷/۳۰۱۴	۱۳۹/۲۷۵۳	۰/۰۰۰
$H_0: r \leq 1$	۰/۶۰۵۵	۱۰۰/۸۷۵۳	۱۰۷/۳۴۶۶	۰/۱۲۳
$H_0: r \leq 2$	۰/۵۲۱۱	۶۲/۷۳۰۹	۷۹/۳۴۱۴	۰/۴۲۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جداول فوق، حاکی از آن است که بر اساس مقادیر دو آماره حداکثر مقدار ویژه و آماره اثر در خطای ۵ درصد، فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه همجمعی در بین متغیر های مدل، رد شده و فرض مقابل یعنی وجود یک بردار همجمعی در بین متغیر های مدل، پذیرفته می شود. در مورد فرضیه های وجود حداقل یک بردار و حداقل دو بردار همجمعی، نمی توان فرض صفر را در هر دو مورد رد نمود. از این رو، بر اساس نتایج آزمون همجمعی جوهانسن- جوسیلیوس، وجود یک بردار همجمعی در بین متغیر های مدل تأیید می شود.

۳-۱-۵. برآورد مدل

در این بخش، رابطه (۱۳) که بر پایه بهینه یابی و حل معادلات سیستم، تصریح شده است، با استفاده از داده های سری زمانی فصلی بازه زمانی ۱۳۸۹:۱ تا ۱۳۹۹:۴ برای اقتصاد ایران و با به کار گیری روش گشتاور های تعمیم یافته (GMM)[1] برآورد می شود. علت اصلی به کار گیری این روش را می توان درونزایی بالقوه متغیر های توضیحی همچون ثروت عنوان کرد. در واقع ثروت خانوار های همگن، به صورت مستقیم به سطح تولید وابسته است که این امر، حاکی از وجود یک درونزایی بالقوه در بین متغیر های توضیحی مدل است. در این حالت، استفاده از برآورد گر های معمول همانند حداقل مربعات معمولی (OLS) و حداکثر درست نمایی (ML)، به بروز مشکل تورش همزمانی منجر می شود. از این رو، لازم است تا از برآورد گری استفاده شود که ضرایبی کارا و سازگار ارائه کند.

روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) توسط هانسن[2] توسعه یافت که چهارچوب مناسبی را برای به دست آوردن تخمین هایی با کارآیی مجانبی فراهم می آورد. در این روش، می توان از متغیرهای درونزا استفاده کرد. یکی از راه های درونزایی متغیرها، استفاده از متغیر ابزاری است. یک ابزار، زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر مورد نظر، همبستگی بالایی داشته باشد، درحالی که با جزء خطا، همبستگی نداشته باشد.

به هرحال پیدا کردن چنین ابزاری، بسیار مشکل است و یکی از مزیت های روش GMM این است که اجازه می دهد تا از وقفه های متغیر به عنوان ابزاری مناسب برای کنترل درونزایی استفاده

1. Generalized method of moments
2. Hansen

کنیم. روش GMM می تواند پویایی های موجود در متغیر مورد بررسی را لحاظ کند. همچنین استفاده از متغیرهای وابسته وقفه دار، می تواند باعث از بین رفتن همخطی در مدل شود[۱]. مزیت اصلی این روش، آن است که تمام متغیرهای رگرسیون که با اجزای اخلال (از جمله مقادیر با وقفه متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی) همبستگی نداشته باشند، می توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند. نتایج برآورد مدل و تخمین پارامتر ها با استفاده از روش GMM، در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵: نتایج تخمین پارامتر های مدل (متغیر وابسته = لگاریتم تولید ناخالص داخلی)

نام متغیر	ضریب	آماره t	P-Value
عرض از مبدأ	۱/۴۵۵	۶/۲۱	۰/۰۰۰۰
$dlny_{t-1}$	۰/۳۸۷	۲/۰۹	۰/۰۴۲
lnf_t	۰/۴۷۳	۲/۲۷	۰/۰۲۸۱
lnF_t	-۰/۱۷۸	-۰/۴۳	۰/۶۶۹۹
lnW_t	۰/۲۵۵	۲/۷۰	۰/۰۱۰۸
$\ln(W_t f_t)$	۰/۲۵۷	۳/۵۷	۰/۰۰۱۱
$\ln(F_t f_t)$	-۰/۱۷۴	-۲/۰۴	۰/۰۴۷۴
R_{m_t}	۰/۲۸۹	۱/۷۹	۰/۰۸۱۴
آماره های تشخیصی			
J-statistic= ۰/۱۰۳۰۰۸	Prob(J-statistic) =۰/۷۴۸۲۵۰	Instrument rank = ۹	

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول فوق، حاکی از آن است که اکثر ضرایب مدل از لحاظ معناداری[۲] در وضعیت مطلوبی قرار دارند. همان طور که انتظار می رود، تولید ناخالص داخلی در وقفه اول زمانی خود، اثر مثبت و معناداری بر سطح تولید ناخالص داخلی و به تبع آن، رشد اقتصادی دارد. سرمایه گذاری صندوق های سرمایه گذاری، اثر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد؛ به نحوی که با افزایش یک درصدی سرمایه گذاری صندوق ها، تولید ناخالص داخلی به طور میانگین، ۰/۴۷۳ درصد افزایش می یابد. این نتیجه، با مبانی تئوریک مدل سازی پژوهش همخوانی دارد. به لحاظ اقتصادی نیز انتظار می رود که اثر سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه بر تولید و به تبع آن، رشد اقتصادی مثبت باشد. زیرا صندوق سرمایه گذاری به عنوان یک سرمایه گذار با اطلاعات در نظر گرفته می شود و طبیعتاً صندوق

۱. با توجه به حضور همزمان متغیر های اثر متقابل ثروت و سرمایه گذاری صندوق و اثر متقابل جریانی وجوه و سرمایه گذاری صندوق و همچنین اجزای تشکیل دهنده این متغیر های ترکیبی در بین متغیر های توضیحی، ممکن است یک همخطی بین این متغیر های ترکیبی با متغیر های تشکل دهنده شکل بگیرد. از این رو، استفاده از این روش تخمین، در این مورد نیز می تواند مؤثر باشد.

۲. سطح معناداری برای تمامی آزمون های آماری پژوهش، سطح اطمینان ۹۵ درصد مفروض شده است.

می تواند با مزیت اطلاعاتی که نسبت به فرد سرمایه گذار دارد، منابع را به صورت بهینه به شرکت های با بهره وری بالا تخصیص دهد (توانایی صندوق برای شناسایی این شرکت ها با مزیت اطلاعاتی که دارد، از فرد سرمایه گذار بیشتر است). سرمایه ای که به بازار اولیه وارد می شود، به عنوان منابع، جذب شرکت، و صرف تولید و توسعه تولید می شود.

ضریب ثروت خانوار، ۰/۲۵۵ برآورد شده و حاکی از آن است که با افزایش یک درصدی ثروت خانوار، تولید ناخالص داخلی به طور میانگین، ۰/۲۵۵ درصد افزایش می یابد. این نتیجه نیز با مبانی تئوریک مدل سازی پژوهش همخوانی دارد؛ زیرا طبق مدل، فرد یک میزان ثروت در اول دوره دارد و این ثروت را یا به صورت مستقیم و یا از طریق صندوق سرمایه گذاری در بازار سرمایه، سرمایه گذاری می کند.

اثر متقابل ثروت و سرمایه گذاری صندوق برابر ۰/۲۵۷ برآورد شده و از لحاظ آماری معنادار است. علامت این ضریب با علامت انتظاری آن در مدل سازی همخوانی دارد. ثروت خانوار، منبع اصلی سرمایه در اقتصاد است. خانوارها برای سرمایه گذاری، نیاز به دانش نسبت به شرایط اقتصادی، سیاسی و به علاوه، چشم انداز عملکرد و سوددهی بنگاه ها دارند. بالطبع خود خانوارها به این اطلاعات دسترسی ندارند و ممکن است بحث انحراف در تخصیص منابع از ناحیه خانوارها مطرح شود که تأثیر منفی روی رشد اقتصادی دارد؛ اما اگر خانوار، قسمتی از ثروت را در اختیار صندوق بگذارد، صندوق بخشی از آن را به بازار اولیه اختصاص می دهد. وقتی سرمایه در اختیار صندوق ها قرار گیرد که دسترسی کافی به اطلاعات دارند، به دلیل تخصیص بهینه منابع جذب شده از خانوارها، با رفع مشکل نقدینگی در بنگاه هایی که چشم انداز عملکردی مثبتی دارند، رشد اقتصادی را به صورت مثبت متأثر می کنند. که در نتیجه، تولید بیشتر سبب می شود که درآمد و ثروت خانواده زیاد شود و درآمد و ثروت بیشتر خانوار، سبب می شود وجوه بیشتری در اختیار صندوق ها قرار گیرد. سرمایه‌گذاری در بازار اولیه نیز می تواند بیشتر شود و اثر متقابل میان ثروت و سرمایه‌گذاری در بازار اولیه، مثبت می باشد.

اثر متقابل جریان وجوه و سرمایه گذاری صندوق بر تولید ناخالص داخلی برابر ۰/۱۷۴- برآورد شده و از لحاظ آماری، معنادار است. علامت این ضریب نیز با علامت انتظاری آن در مدل سازی همخوانی دارد. یک توضیح احتمالی برای آن، به ساختار متفاوت بازار سرمایه در اقتصاد ایران برمی گردد. صندوق های سرمایه گذاری به مانند شبکهٔ بانکی به شمار نمی آیند، بلکه علاوه بر واسطه گری، با دخالت مستقیم در سرمایه گذاری، به دنبال حداکثر سود هستند. از سوی دیگر، حجم بازار اولیه قابل توجه نیست و در مقابل، جذابیت های بازار ثانویه برای کسب سود کوتاه مدت و بلندمدت از ناحیه سفته بازی، جذابیت نسبی بیشتری در مقایسه با بازار اولیه دارد. با این وجود، بازار ثانویه برخلاف بازار اولیه، رشد اقتصادی را به صورت مثبت متأثر نمی کند، و نقدینگی ای که می توانست با تزریق به بازار اولیه، منبع مورد نیاز برای سرمایه گذاری های مولد را تأمین نماید و به این سبب، رشد اقتصادی را به صورت قابل ملاحظه ای متأثر نماید، به انگیزه کسب سودهای کوتاه مدت در بازار ثانویه هدایت می شود.

بنابراین، با تزریق منابع به بازار ثانویه از ناحیه صندوق ها، و متعاقباً، تأثیرپذیری منفی رشد اقتصادی، درآمد سرانه خانوارها کاهش پیدا می کند که کاهش جریان وجوه را به صندوق ها در پی خواهد داشت.

متغیر جریان وجوه صندوق از لحاظ آماری، اثر معناداری بر تولید ناخالص داخلی ندارد. اگر چه علامت ضریب برآوردی با علامت انتظاری آن همخوانی دارد، اما از آنجایی که این ضریب به لحاظ آماری، اثر معناداری بر تولید ناخالص داخلی ندارد، از این رو، نمی توان تفسیر خاصی از ضریب این متغیر ارائه نمود. ضریب متغیر بازدهی بازار ثانویه نیز فقط در سطح اطمینان ۹۰ درصد از لحاظ آماری معنادار بوده، و با این حال علامت آن، مطابق علامت انتظاری مستخرج از مدل سازی است؛ زیرا انتظار این است که بازدهی بیشتر بازار سرمایه، از دو طریق در اقتصاد مؤثر باشد. اول، زمانی که بازدهی بازار ثانویه بیشتر باشد، سبب می شود که میزان پول بیشتری وارد صندوق ها بشود. منابع بیشتری که در اختیار صندوق قرار گیرد که می تواند صرف سرمایه گذاری بیشتر در بازار اولیه شود و بر تولید تأثیر مثبت بگذارد؛ دوم، با بیشتر شدن بازدهی بازار ثانویه، بر طبق نظریه قیمت گذاری دارایی ها، قیمت اطلاعات بیشتری را منعکس می کند و سیگنالی برای هدایت منابع مالی است.

در مورد آزمون های تشخیصی، آزمون سارگان مربوط به محدودیت شناسایی بیش از حد می باشد. این آزمون، اعتبار کلی وضعیت گشتاور را از طریق مقایسه آنها با مشابه آنها در نمونه بررسی می کند و اعتبار ابزارها (برونزایی ابزار ها) را بررسی می کند. آزمون سارگان برای اعتبار ابزار ها انجام شده است که فرض صفر این آزمون، بیانگر همبسته نبودن ابزارها و پسماند است. از آنجایی که ارزش احتمال آماره J بزرگتر از ۰/۰۵ است، از این رو، نمی توان فرض صفر را رد نمود. این نتیجه، به مفهوم تأیید اعتبار ابزار های مورد استفاده در تخمین مدل (در سطح اطمینان ۹۵ درصد) می باشد. در تخمین مدل، از تعداد ۹ ابزار غیر همبسته با پسماند مدل استفاده شده است.

۶. بحث و نتیجه گیری

نتایج، نشان می‌دهد که سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه، اثر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. این یافته، طبق انتظار مدل می باشد؛ زیرا طبق مبانی اقتصادی مدل و مباحث مالی، انتظار این است که بازار اولیه، مکانی برای تأمین مالی شرکت‌ها باشد. سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه، مستقیماً وارد شرکت شده و می‌تواند در تولید، اثر مثبت بگذارد. اثر ثروت خانوار بر تولید نیز مثبت و طبق مبانی تئوریک مدل می باشد.

طبق مدل، خانوار ثروت اولیه ای دارد که بخشی از آن، صرف سرمایه گذاری در صندوق و بخشی، مستقیماً توسط فرد وارد بازار سرمایه می شود. طبیعتاً این ثروت به عنوان ورودی بازار مالی و سرمایه است و تأثیر مثبت بر تولید دارد. بازدهی بازار ثانویه، اثر مثبت دارد؛ زیرا بازار ثانویه به هر میزانی که بازدهی بالاتری داشته باشد، جذابیت بیشتری برای سرمایه گذاری دارد. زمانی که معاملات بازار سرمایه رونق بگیرد، به افزایش کارمزد تحصیل شده توسط کارگزاری ها منجر می شود و به دلیل تأثیرگذاری در قیمت گذاری دارایی ها، می تواند اثر مثبت بر تولید بگذارد. طبق مدل، جزء اثر متقابل

ثروت خانوار و سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه، اثر مثبت و معناداری بر تولید دارد. جزء اثر متقابل جریان وجوه ورودی صندوق ها و سرمایه گذاری صندوق ها در بازار اولیه، دارای اثر منفی و معناداری بر تولید می باشد، که این مورد نیز مطابق انتظار مدل است. جریان وجوه ورودی به صندوق ها نیز طبق انتظار مدل، اثر منفی بر تولید دارد.

با توجه به این مهم که دسترسی به نقدینگی کافی، از لازمه های تحقق طرح های سرمایه گذاری های مولد، رونق بخش تولید، و به تبع آن، نیل به رشد اقتصادی مناسب است، جذب نقدینگی در صندوق ها و تزریق آن به طرح های مولد، می تواند امکان استمرار در رشد اقتصادی را فراهم نماید. بویژه آنکه بسیاری از طرح های سرمایه گذاری های مولد در اقتصاد ایران، به علت محدودیت های نقدینگی، به سرانجام نمی رسد و کمبود نقدینگی بخش تولید نیز همواره به عنوان یک چالش در اقتصاد ایران، پیوسته مطرح بوده است؛ که علاوه بر انطباق بر واقعیات اقتصادی ایران، با مبانی نظری توسعه مالی نیز منطبق بوده است.

براین اساس و با نظر به مبانی موجود، صندوق های سرمایه گذاری با توجه به دسترسی به اطلاعات کافی در ارتباط با عملکرد و چشم انداز سوددهی بنگاه ها، و احتمال عملیاتی شدن طرح های سرمایه گذاری های مولد شرکت ها، از انحراف در تخصیص منابع می کاهند و با جذب و تزریق منابع به شرکت های با عملکرد انتظاری مثبت، به تحرک منابع نیز می افزایند.

حضور در بازار سرمایه، همواره ریسک های فراوانی برای سرمایه گذاران به همراه دارد. یکی از عوامل ایجاد کننده ریسک، آگاهی و دانش کافی در ارتباط با شرایط متغیر اقتصاد، و رویدادهای سیاسی و امنیتی است که عملکرد شرکت ها و چشم انداز سوددهی آنها را متأثر می نماید. از این رو، حضور در بازار سرمایه، نیازمند پیش شرط هایی است که تحقق آنها به دسترسی به اطلاعات و دانش تخصصی بستگی دارد. از این رو، حضور پررنگ صندوق ها، می تواند با تحقق این پیش شرط ها و بنابراین کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه، علاوه بر سرمایه‌گذاران ریسک پذیر که معمولاً بازار سرمایه به عنوان یکی از پایگاهای عمده کسب سود برای آنها شناخته می شود، سرمایه گذاران ریسک گریز را نیز به خود جذب نماید. در این صورت، با کاهش فرار سرمایه و بنابراین، جذب بیشتر منابع، و پایین آوردن انحراف تخصیص منابع که تزریق بیشتر منابع به طرح های مولد را باعث می شود، تأثیر مثبت صندوق ها بر رشد اقتصادی افزایش پیدا خواهد کرد.

۷. پیشنهادهای سیاستی

با توجه به یافته های مطالعه و اثبات تأثیر مثبت صندوق های سرمایه گذاری بر تولید و رشد اقتصادی، توصیه می شود:

۱- دولت و سیاست گذاران اقتصادی، برای حل مشکل تأمین مالی شرکت های تولیدی، به بازار سرمایه و صندوق های سرمایه گذاری، توجه ویژه ای داشته باشند. دولت با توجه به بازار سرمایه، می تواند مشکل نقدینگی و تأمین مالی شرکت ها و پروژه های اقتصادی را از طریق این بازار و به طور خاص از طریق صندوق های سرمایه گذاری حل کند.

۲- تجربه کشورهای توسعه یافته، نشان می دهد که برای حل مشکل رشد اقتصادی و تورم، راهی جز بازار سرمایه وجود ندارد. بازار سرمایه به عنوان سپر تورمی، می تواند با جذب نقدینگی به سمت تولید، موجب افزایش تولید شود و هم به حل مشکل همیشگی تورم کشور کمک کند.

۳- دولت برای اجرای طرح های عمرانی، با محدودیت منابع - با توجه به تحریم های اقتصادی- و کسری بودجه مواجه می باشد. دولت می تواند طرح های عمرانی را از طریق صندوق های سرمایه گذاری تأمین مالی کند. از این طریق، هم مشکل تأمین مالی طرح های عمرانی حل می شود و هم، با استفاده از ظرفیت های صندوق های سرمایه گذاری، مردم نیز در این طرح ها مشارکت خواهند داشت.

۴- با توجه به اینکه بازار سرمایه در طی سال های اخیر، همواره با دخالت دولت مواجه بوده است. دخالت های مستقیم دولت - بخصوص در سال های اخیر- سبب بی اعتمادی سرمایه گذاران و رکود بازار سرمایه شده است. توصیه می شود که دولت به جای دخالت مستقیم در بازار بورس، از صندوق های سرمایه گذاری-با توجه به ظرفیت صندوق ها، هم در بازار اولیه و هم در بازار ثانویه- برای مدیریت بهتر بازار استفاده کند.

۵- توصیه می شود که صندوق های سرمایه گذاری به جای تمرکز بر بازار ثانویه و سفته بازی، بر نقش واسطه گری خود متمرکز شوند و با اختصاص منابع جذب شده از محل نقدینگی خانوارها به بازار اولیه، تأثیرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی را به این شکل عملی نمایند.

در نهایت، توصیه می شود که سیاست گذران اقتصادی، توسعه کمی و کیفی صندوق های سرمایه گذاری را در سیاست های کوتاه مدت و بلندمدت، مورد توجه قرار دهند.

References

Adam, K., Marcet, A., and Nicolini, J. (2016). "Stock Market Volatility and Learning". Journal of Finance, 71: 33-82.

Adrian, T., Etula, E., and Muir, T. (2014). "Financial Intermediaries and the Cross Section of Asset Returns". Journal of Finance, 69: 2557-2596.

Barberis, N., Greenwood, R., Jin, J., and Shleifer, A. (2015). "X-CAPM: An Extrapolative Capital Asset Pricing Model". Journal of Financial Economics, 115(1): 1-24.

Banegas, A., Montes-Rojas, G., and Siga, L. (2016). "Mutual Fund Flows, Monetary Policy and Financial Stability". Federal Reserve Finance and Economics Discussion, No. 71.

Basak, S., & Pavlova, A. (2013). "Asset Prices and Institutional Investors". American Economic Review, 103(5): 1728-58.

Ben-Rephael, A., Kandel, S., and Wohl, A. (2012). "Measuring Investor Sentiment With Mutual Fund Flows". Journal of Financial Economics, 104: 363-382.

Bhattacharya, S., and Thakor, A. (1993). Contemporary Banking Theory. Journal of Financial Intermediation, 3: 2-50.

Boehmer, E., and Kelley, E. (2009). "Institutional Investors and the Informational Efficiency of Prices". Journal of The Review of Financial Studies, 22(9): 3563-3594.

Borri, N., and Cagnazzo, A. (2017). "The Performance of Market Timing Strategies of Italian Mutual Fund Investors". Journal of Economic Notes, 47(1): 5-20.

Bruno, V., & Shin, H. S. (2015). "Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy". Journal of Monetary Economics, 71, 119-132.

Chien, Y. (2014). "The Cost of Chasing Returns". Economic Synopses, No. 18, 2014. https://doi.org/10.20955/es.2014.18

Chemmanur, T.J., Hu, G., and Huang, J. (2010). "The Role of Institutional Investors in Initial Public Offerings". Journal of Review of Financial Studies, 23(12): 4496-4540.

Cochrane, J. H. (2011). "Discount Rates". Journal of Finance, 66: 1047–1108.

De Galan, J. (2022). Mutual Fund Performance in the Netherlands (Doctoral dissertation Erasmus University Rotterdam, Rotterdam, Netherlands).

De Vita, G., and Kyaw, K. (2008). "Determinants of Capital Flows to Developing Countries: A Structural VAR Analysis". Journal of Economic Studies, 35(4): 304-322.

Demiralp, I., D'Mello, R., Schlingemann, F. P., & Subramaniam, V. (2011). "Are There Monitoring Benefits to Institutional Ownership? Evidence from Seasoned Equity Offerings". Journal of Corporate Finance, 17(5): 1340-1359.

Fama, E., and French, K. (1993). "Common Risk Factors in the Return on Bond and Stocks". Journal of Financial Economics, 33: 3–53.

Fama, E. F. (1999). "Efficient Markets II". Journal of Finance, 46: 1575-1617.

Fant, L. F. (1999). "Investment Behavior of Mutual Fund Shareholders: The Evidence from Aggregate Fund Flows". Journal of Financial Markets, 2: 391-402.

Farmanara, V., Komeijani, A., Farzin-Vash, A., and Ghaffari, F. (2018). "The Role of Capital Market in Financing and Economic Growth (Case Study of Iran and Selected Developing Countries)". Journal of Financial Economics, 13(47): 19-38, (In Farsi).

Fernandez-Arias, E. (1996). "The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull". Journal of Development Economics, 2: 389-418.

Goriaev, A. (2002). "On the Behavior of Mutual Fund Investors & Managers". (Doctoral dissertation, University of Tilburg, Tilburg, Netherlands).

Gyamfi Gyimah, A., Addai, B., & Asamoah, G. K. (2021). "Macroeconomic Determinants of Mutual Funds' Performance in Ghana". Cogent Economics & Finance, 9(1): 1-20.

Hosseinzadeh Yusefabad, S. M., Mehrara, M., & Tavaklian, H. (2018). "The Role of the National Development Fund in Reducing Iran's Economic Fluctuations". Journal of Financial Economics, 11(41): 1-42, (In Farsi).

Jank, J. (2011). "Mutual Fund Flows, Expected Returns, and the Real Economy". Journal of Banking & Finance, 36(11): 3060-3070.

Koepke, R. (2012). "What Drives Capital Flows to Emerging Markets? A Survey of the Empirical Literature". Journal of Economic Surveys, 33(2): 516-540.

Markowitz, H. M. (1952). "Portfolio Selection". Journal of Finance, 7(1): 77-91.

Palmiter, Alan R. and Taha, Ahmed E. (2011). "Mutual Fund Performance Advertising: Inherently and Materially Misleading?" Journal of Georgia Law Review, 46: 289-335.

Piacentino, G. (2013). "Do Institutional Investors Improve Capital Allocation"? Working paper, London School of Economics.

Jabari, R., Salehi Sedghiani, J., & Amiri, M. (2012). "Performance Evaluation and Portfolio Selection of Stock Mutual Funds". Journal of Operational Research in Its Applications, 9(1): 1-19, (in Farsi).

Sapp, T., and Tiwari, A. (2004). "Does Stock Return Momentum Explain the Smart Money Effect?" Journal of Finance, 59: 2605-2622.

Sharpe, W. F. (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". Journal of Finance. 19(3): 425-442.

Shleifer, A., and Vishny, R. W. (1986). "Large Shareholders and Corporate Control". Journal of Political Economy. 94: 461-88.

Venanzi, D. (2019). "The Performance of the Italian Mutual Funds: Does the Metric Matter?" Journal of International Business and Finance, 37: 406-421.

Vidal-García, J., & Vidal, M. (2022). Mutual Fund Flows around the World. Available at SSRN 4072149.

Yiqing Zu, B. (2016). The Role of Mutual Funds in the Real Economy (Doctoral dissertation, University of Melbourne, Melbourne, Australia).

Zakernia, E., Khodabakhshian Khansari, S., & Saleh Abadi, A. (2022). The Operational Model of Using a Private Mutual Fund to Implement Project Financing. Scientific Journal Budget and Finance Strategic Research, 2(3): 11-42, (in Farsi).

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P: 67-90

Role of Mutual funds in Economic Growth in Iran

Mostafa Karami Ardali[1]
Hussein Marzban[2]
Alihossein Samadi[3]
Amin Nazemi[4]

Received: 2022-7-3 Accepted: 2022-7-25

Aim and Introduction
The development of financial markets is critical for economic growth. One of the most important financial markets is the capital and stock market, where the prosperity of the stock market and financing through the stock market can develop any country's economy. Capital market development requires the efficient performance of financial intermediaries, including mutual funds. Iran's economy has always faced the problem of insufficient liquidity and financing for production sectors. As a financial tool, mutual funds can moderate this problem with their existing potential. Therefore, the study aims to investigate the probable effect of mutual funds on economic growth.

Methodology
In the previous studies that have been done in this field, the descriptive-analytical aspect of the subject has been discussed. But these studies didn't provide an appropriate framework for analyzing the effect of mutual funds on economic growth. For this purpose, in the present study, based on the theoretical literature, a general equilibrium model has been designed, and the output of this model is obtained according to the optimization of different sectors of the economy. Assume a closed economy where mutual funds are investors with information and allocate capital to high-productivity firms. The economy has a single period with two production components, a representative mutual fund, and a representative household. We assume a high-productivity firm (H) and a low-productivity firm (L) with an equal number of producers. Both firms can obtain funds by issuing new stocks in the primary market. There is one representative mutual fund in the economy that can invest on behalf of the representative household. Therefore, the fund can invest as much as the fund flows (F) received from the household at the beginning of the period. We assume the mutual fund has sufficient access to information and production technology and can detect high-productivity firms. The household seeks to maximize utility, and the proposed utility function consists of only consumption. As utility and consumption are positively related, utility maximization is equivalent to consumption maximization. However, since

1. Ph.D. Student, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: karamimos24@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, Department of Economics; College of Economics, Management and Social Science; Shiraz University, Shiraz, Iran (Corresponding Author),. E-mail: dr.marzban@gmail.com
3. Profesor of Economics, Department of Economics; College of Economics, Management and Social Science; Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: asamadi@rose.shirazu.ac.ir
4. Assistant Profesor of Economics, Department of Accounting, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: aminnazemi@gmail.com

the present study adopted a single-period economy, consumption equals income. Thus, maximum utility is represented by maximum income. Initial capital (W) can be directly invested in the primary market or indirectly invested in the secondary market by the mutual fund. This framework is a new aspect and the main contribution of research in this field. The output of the model is estimated using the GMM method for the period 2010:2 to 2020:4.

Findings

According to Table 5, most coefficients are statistically significant. The first lag of GDP was expectedly found to have a positive, significant impact on the GDP level and, thus, economic growth. Mutual fund investment was observed to have a positive, significant impact on GDP; a 1% rise in fund investment, on average, leads to a 0.473% increase in GDP. This finding is consistent with our theoretical framework. We expect mutual funds' investments in the primary market, positively impact GDP since mutual funds have an information advantage over individual investors. Thus, they can optimally allocate resources to high-productivity firms (i.e., mutual funds have a higher ability than individual investors to identify high-productivity firms in light of their information advantage). The household wealth coefficient was estimated to be 0.255, suggesting that a 1% increase in the household's wealth raises GDP by 0.255% on average. This finding is consistent with economic theories. The interaction of wealth and fund investment was estimated to have a coefficient of 0.257, implying a significant relationship. This coefficient was expectedly found to be positive, consistent with modeling. The interaction of fund flows and fund investment significantly affects GDP with a coefficient of -0.174. This coefficient was expectedly found to be negative, consistent with modeling. Fund flows were estimated to have no significant impact on GDP. Although it was found to have the expected sign, it has an insignificant impact on GDP and thus cannot be interpreted. The coefficient of the secondary market return was found to be significant only at a confidence level of 90%.

Discussion and Conclusion

Overall, mutual funds have a positive impact on GDP. These funds may improve the performance of Iran's financial markets if they acquire an appropriate position in the financial market. A large number of individual traders have begun to trade on Iran's stock market without financial knowledge and suffered massive losses in 2020-2021. If the mutual fund sector is active in Iran, in addition to the optimal allocation of resources, it can also help people for investment in the stock market and prevent crises such as 2020-2021. Eventually, the policy recommendation is that policymakers pay more attention to the development of mutual funds in short- and long-term policies.

Keywords: Mutual fund, Capital market, Economic growth, Primary market, GMM
JEL Classification: G11, G23, G51

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۱۱۸-۹۱

بررسی تأثیر اعمال مالیات بر خدمات مالی بر رشد اقتصادی در ایران

امیر جباری[۱]
نرگس مرادخانی[۲]
شیوا حبیب زاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۴/۱۱ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۵/۱۵

چکیده

همواره اصلاح نظام درآمدی دولت، از طریق سهم درآمدهای مالیاتی مورد تأکید قرار گرفته است. همچنین اصلاح و تقویت همه جانبه نظام مالی کشور، با هدف پاسخگویی به نیازهای اقتصاد ملی و ایجاد ثبات نیز از دیگر محورهای مورد تأکید است. در این راستا، یکی از شیوه‌های ارتقای نقش درآمدهای مالیاتی در تأمین بودجه عمومی دولت، گسترش پایه‌های مالیاتی محسوب می‌شود که فواید دیگری نیز برای نظام اقتصادی به همراه دارد که از آن جمله می‌توان به تقویت حوزه نظارتی و ارتقاء اثربخشی در اجرای سیاست‌های اقتصادی اشاره کرد. با این حال، مالیات دارای آثار مهمی بر تخصیص منابع در اقتصاد است. در ادبیات اقتصادی، برقراری مالیات به نوعی دخالت در مکانیسم بازار بوده که دارای آثار ناکارآیی تخصیصی و زیان رفاهی است. این ناکارآیی تخصیصی، به‌عنوان بخشی از هزینه برقراری مالیات محسوب می‌شود اما با برنامه‌ریزی در مورد درآمد ناشی از مالیات، می‌توان رفاه جامعه را افزایش داد؛ به‌طوری که حتی رفاه از دست رفته را جبران کند. به‌عنوان یک شاخص اقتصادی، نرخ‌ها و معافیت‌های مالیاتی باید به نوعی تعیین شود که در مجموع، رفاه جامعه حداکثر گردد. در سیستم مالیات ارزش افزوده ایران، بعضی از کالاها و خدمات از جمله خدمات مالی، معاف از پرداخت مالیات می‌باشند. معافیت برخی خدمات مالی از مالیات، موجب به‌وجود آمدن اختلال در اقتصاد می‌شود. در این مطالعه، به منظور فهم اهمیت معافیت مالیات ارزش افزوده در نوسانات اقتصاد کلان و درک شوک‌های وارد بر اقتصاد، تلاش شده است که اثرات وضع مالیات ارزش افزوده بر خدمات مالی در چهارچوب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، مدل‌سازی شود و واکنش متغیرهای اقتصادی به شوک‌های مختلف در انتقال از وضعیت معاف به سوی مالیات‌بندی کامل بررسی گردد. بر همین اساس در این تحقیق، با استفاده از الگوی تعادل عمومی، آثار رفاهی بررسی و تغییرات رفاه، درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی، تغییر در ارزش تولید ناخالص داخلی، تغییرات تقاضای خانوار بخش خصوصی و بخش دولتی، تجزیه رفاهی اثر کارآیی تخصیصی و تغییر رفاه ناشی از تجربه سیاستی برای کشور ایران و بخش‌های خدمات مالی و خدمات بیمه‌ای در قالب سناریوسازی مالیاتی ارزیابی شده است. نتایج به دست آمده، نشان می‌دهد که میزان رفاه اجتماعی ناشی از اعمال مالیات بر خدمات مالی در نرخ مالیات ۴ درصد (نرخ بهینه)، بیشترین مقدار را دارد و برای خدمات بیمه‌ای نرخ بهینه، نرخ مالیات ۹ درصد می‌باشد.

واژگان کلیدی: خدمات مالی، رشد اقتصادی، رفاه اجتماعی، مالیات، مدل تعادل عمومی قابل محاسبه
طبقه‌بندی JEL: H21, G21, F43, C68

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه زنجان (نویسنده مسؤول) amir_jabbari@znu.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه زنجان nmoradkhani@znu.ac.ir
۳. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه زنجان habibzadeh_shiva@znu.ac.ir

۱. مقدمه

خدمات بانکی، یکی از زیرشاخه‌های خدمات مالی در فضای اقتصادی ایران می‌باشد، که بانک‌ها در فروش خدمات خود به مشتریان، مالیات ارزش‌افزوده مطالبه نمی‌کنند و از سوی دیگر، هیچ اعتباری در مورد مالیات ارزش‌افزوده‌ای که در خرید نهاده‌های خود پرداخته‌اند، به آنها داده نمی‌شود، که این امر، افزایش هزینه‌های بانک‌ها و کاهش منابع برای ایجاد وام‌های بیشتر را در پی دارد.

بویژه در شرایطی که بحث لزوم کاهش وابستگی به درآمد نفتی و افزایش فشار به درآمدهای دولت مطرح می‌شود، توجه بیش از پیش به مالیات و درآمد مالیاتی را ایجاب می‌کند. یکی از راه‌های افزایش درآمد مالیاتی، افزایش پایه‌های مالیاتی است. البته مالیات و سازوکارهای مالیات ستانی علاوه بر جنبه درآمدی، از لحاظ تنظیم‌گری نیز حائز اهمیت هستند و دولت‌ها از آن برای رسیدن به اهداف سیاستی خود بهره می‌جویند. و اما موضوع مهمی که وجود دارد، بحث معافیت‌های مالیاتی در ایران می‌باشد.

یکی از مواردی که در ایران مورد معافیت قرار گرفته، خدمات مالی است. خدمات مالی به عنوان «هر خدمتی از نوع مالی که توسط یک عرضه کننده خدمت مالی از یک بخش عرضه می‌شود»، تعریف شده‌اند. بخش خدمات مالی، از مصرف‌کنندگان و تهیه‌کنندگان خدمات مالی و نمایندگی‌های دولت که آنها را تنظیم می‌کنند، تشکیل شده است. استفاده‌کنندگان خدمات مالی، خانوارها، بنگاه‌ها و دولت‌ها هستند. خانواده‌ها پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کرده و وجوه را از طریق وام‌های شخصی از بانک‌ها و تهیه‌کنندگان خدمات مالی دیگر خریداری می‌کنند. بنگاه‌ها از خدمات بانک‌ها در شکل‌های متفاوتی از جمله وام‌های تضمین شده و غیرتضمین شده و تسهیلات اعتباری استفاده می‌نمایند. دولت‌ها نیز از بانک‌ها قرض می‌گیرند.

خدمات مالی شامل بیمه و خدمات مرتبط با بیمه، بانکداری، تجارت مالی، مدیریت دارایی، پرداخت‌ها و خدمات نقل و انتقال بانکی، تدارک اطلاعات مالی و خدمات مشاوره‌ای می‌شود. عرضه‌کنندگان خدمات مالی شامل نهادهایی با مالکیت دولتی نبوده بلکه شامل واسطه‌های مالی (مؤسساتی که دارایی‌های مالی را ایجاد می‌کنند یا به‌دست می‌آورند، از جمله واسطه‌هایی برای گرفتن سپرده‌ها مانند بانک‌های تجاری، مؤسسات پس‌اندازها و واسطه‌های مالی غیربانکی مثل شرکت‌های بیمه، مالیه، اعتبار مالی و سرمایه‌گذاری) و همچنین مؤسسات مالی در بازارهای سرمایه که به طور مستقیم به معاملات بین تهیه‌کنندگان و استفاده‌کنندگان وجوه کمک می‌کنند، می‌باشند.

خدمات مالی در فضای اقتصادی ایران شامل سرمایه‌گذاری، بانکداری، بیمه و خدمات شرکتی می‌شود. خدمات مالی مربوط به امور بانکداری که یکی از زیرشاخه‌های خدمات مالی محسوب می‌شود، در سیستم مالیات ارزش افزوده ایران، معاف از پرداخت مالیات ارزش افزوده می‌باشد. خدمات مالی، نقش عمده‌ای در رشد و توسعه نظام‌های اقتصادی دارد. رشد اقتصادی، که باعث افزایش رفاه و بهبود سطح زندگی در هر کشور می‌شود، بستگی زیادی به میزان سرمایه‌گذاری‌هایی دارد که از طریق جمع‌آوری سپرده‌ها به وجود می‌آید. شبکه‌های مالی با جمع‌آوری و قرار دادن منابع پراکنده در اختیار سرمایه‌گذاران، زمینه‌های لازم را برای رشد سرمایه‌گذاری‌ها، رشد درآمد ملی و بهبود رفاه جامعه فراهم می‌آورند. در کشورهای در حال توسعه، این نقش مهم‌تر است؛ زیرا به دلیل پایین بودن میزان

درآمد سرانه از یک طرف و میل به مصرف بالا از طرف دیگر، میزان پس‌اندازها و منابع مالی برای تجهیز سرمایه‌های اندک و پراکنده، امری مشکل است. شبکه‌های مالی از دو طریق بر اقتصاد تأثیر می‌گذارند:

الف) تأثیر بر روی ساختار فضایی کشور که می‌تواند موجب توسعه بخش‌هایی نظیر صنعت و خدمات شود. این امر از طریق تجهیز منابع مالی به سمت این‌گونه بخش‌ها صورت می‌پذیرد.

ب) تأثیر بر شاخص‌های کلان اقتصادی از جمله اشتغال، تولید و سرمایه‌گذاری. در این حالت، بخش خدمات مالی از طریق جذب سرمایه‌گذاری، باعث افزایش تولید و اشتغال می‌گردد.

ممکن است که مالیات ارزش افزوده سهم درخور توجهی در کاهش اتکای دولت به درآمد نفت داشته باشد. در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، مالیات کالاها و خدمات حدود ۳۲ درصد مجموع درآمد مالیاتی آنها را تشکیل می‌دهد. در مکزیک و ترکیه، سهم مالیات کالاها و خدمات، به ترتیب ۵۵/۵ و ۴۷/۷ درصد و در آمریکا ۱۸/۳ درصد بوده، که پایین‌ترین درصد در بین کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی است. البته نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی این کشورها به طور متوسط ۳۵/۹ درصد می‌باشد، در صورتی که این نسبت در ایران، کمتر از ۸ درصد برآورد می‌گردد. مالیات ارزش‌افزوده، می‌تواند باعث افزایش نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در کشور شود.

متوسط نرخ مالیات ارزش افزوده در آمریکا، حدود ۵ درصد و در انگلستان ۱۷/۵ درصد، سوئد ۲۵ درصد، دانمارک ۲۵ درصد، یوگسلاوی ۲۵ درصد، ایسلند ۲۴/۵ درصد، اسلواکی ۲۳ درصد، کره ۱۰ درصد، سوئیس ۷/۵ درصد، کانادا ۷ درصد، ژاپن ۵ درصد و در نروژ ۴ درصد می‌باشد. اگر این نرخ‌ها را با نرخ استاندارد مالیات کالاها و خدمات در ایران که ۳ درصد می‌باشد مقایسه کنیم، می‌توان بیان کرد که در ظاهر، این نرخ در مقایسه با سایر کشورها پایین است ولی با لحاظ تورم اقتصادی سال ۱۴۰۰، مالیات تورمی در ایران رقمی بیش از ۵۰ درصد می‌باشد که از اکثر کشورهای دنیا نیز بالاتر است.

رسترپو[1] (۲۰۱۹)، لوزانو و همکاران[2] (۲۰۱۷)، استاچ و همکاران[3] (۲۰۱۳)، ییلماز[4] (۲۰۱۳)، اربی و بوتنر[5] (۲۰۱۲) و کالومیریس[6] (۲۰۰۹)، به بررسی موضوعاتی از قبیل «مالیات معاملات مالی»، «مالیات ارزش افزوده مؤسسات مالی» و «اثرات معافیت خدمات مالی از مالیات ارزش افزوده» با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی و تعادل عمومی پرداخته‌اند.

با توجه به بررسی‌ها در این تحقیق، تاکنون در ایران مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تأثیر اعمال مالیات بر خدمات مالی بر رشد اقتصادی در ایران» و بویژه روش مورد استفاده در این پژوهش، انجام

1. Restrepo (2019)
2. Lozano *et al*. (2017)
3. Estache *et al*. (2013)
4. Yilmaz (2013)
5. Buttner & Erbe (2012)
6. Calomiris (2009)

نگرفته است. در مطالعه حاضر برای تحلیل رابطه میان مالیات بر خدمات مالی و رشد اقتصادی، از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه[1] بهره گرفته می‌شود.

بر اساس خلاصه درآمدها و هزینه‌های دولت در سال ۱۴۰۱، درآمدها شامل ۶ شش بخش، بخش اول، درآمدهای مالیاتی؛ بخش دوم، درآمدهای ناشی از کمک‌های اجتماعی؛ بخش سوم، درآمدهای حاصل از مالکیت دولت؛ بخش چهارم، درآمدهای حاصل از فروش کالا و خدمات؛ بخش پنجم، درآمدهای حاصل از جرایم و خسارات؛ بخش ششم، درآمدهای متفرقه می‌باشد.

از این ۶ بخش، بخش اول درآمدهای مالیاتی، بیشترین سهم را به مبلغ ۵،۲۶۷،۶۶۳ میلیارد ریال به خود اختصاص داده است. منابع درآمدهای مالیاتی در لایحه بودجه ۱۴۰۱، شامل ۵ بند که عبارتند از: مالیات اشخاص حقوقی، مالیات بر درآمدها، مالیات بر ثروت، مالیات بر واردات و مالیات بر کالاها و خدمات می‌باشد. ملاحظه می‌شود که مالیات بر خدمات مالی در لایحه بودجه ۱۴۰۱، لحاظ نشده است که این پژوهش می‌تواند در راستای گسترش پایهٔ مالیاتی و بهبود بودجه دولت و کسری بودجه تلقی شود.

از نوآوری‌های این پژوهش، استفاده از روش و الگوی جدید تعادل عمومی قابل محاسبه و نرم‌افزارهای رانجیتپ[2] و جیتپ اگ[3] می‌باشد. در این مطالعه، داده‌ها را از دیتابیس جیتپ اگ به نرم‌افزار رانجیتپ منتقل و شوک سیاستی (تغییر در متغیر برونزا خاص) اعمال می‌شود.

در این مقاله، پس از مقدمه، مبانی نظری شامل مدل تعادل عمومی استاندارد، ساختار مدل، معیار رفاهی در مدل جیتپ و شاخص‌های رفاهی در الگوی جیتپ مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم نیز مبنای آماری مدل و تحلیل داده‌ها بیان شده و در قسمت چهارم، نتایج شبیه‌سازی سیاستی و در قسمت پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه گردیده است.

۲. مبانی نظری

مبانی نظری پایه و اساس الگوها در این پژوهش شامل مدل تعادل عمومی استاندارد، ساختار مدل، معیار رفاهی در مدل جیتپ و شاخص‌های رفاهی در الگوی جیتپ می‌شود.

۲-۱. مدل تعادل عمومی استاندارد

مدل‌های تعادل عمومی، شکل‌ها و اندازه‌های مختلفی دارند؛ اما با وجود این اختلاف‌ها، در اکثر آنها، روش‌های اصلی مشترک در تجسم عرضه و تقاضا، بازار عوامل تولید، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، تجارت و مالیات‌ها به‌کار می‌رود. مدل استاندارد، یک مدل استاتیک (یک دوره زمانی منفرد)، یک یا چند ناحیه‌ای با مقدار ثابت عوامل تولید همچون نیروی کار و سرمایه است. منظور از استاتیک، مدلی است که شرایط قبل و بعد از شوک اقتصادی (همچون تغییر نرخ مالیات) که باعث می‌شود عوامل تولید را که به صورت کاراتر یا غیرکاراتر در عرض صنایع و بخش‌های اقتصادی، تخصیص مجدد یابند، قابل مقایسه می‌کند. این مدل استاتیک، برنده یا بازنده‌های نهایی این تغییر را در تعادل عمومی جدید

1. Computable General Equilibrium (CGE)
2. RunGTAP
3. GTAPagg

معرفی خواهد کرد، اما به هر حال، این مدل، قدرت توضیح مسیر تعدیل و فرایند زمانی تعدیل همچون دوره‌های بیکاری و مسیر جابه‌جایی تعادل‌ها را مشخص نمی‌کند.

همچنین در مدل ایستا، فرض می‌شود که عرضه عوامل تولید ثابت است. مدل یک ناحیه‌ای تنها جزئیات کامل یک کشور را با ارائه سیمایی ساده از بازارهای واردات و صادرات آن، توضیح می‌دهد. اما مدل چند ناحیه‌ای تعادل عمومی شامل دو یا چند کشور (یا ناحیه) است که جزئیات کاملی را از اقتصادهای آنها شامل تولید، مصرف، تجارت، تعرفه‌های گمرکی و غیره، ارائه می‌دهد. اقتصاد کشورها در مدل چند ناحیه‌ای تعادل عمومی، از طریق تجارت و در برخی موارد، از طریق جریان سرمایه باهم ارتباط پیدا می‌کنند. به هر حال، مدل‌های تعادل عمومی غیراستاندارد همچون تعادل جزئی، مدل‌های پویا، مدل انرژی، تغییرات اقلیمی که در برخی موارد با مدل استاندارد متفاوت می‌باشند، کاربرد بسیار وسیعی دارند و هر یک برای استفاده خاصی، ساخته شده‌اند.

۲-۲. ساختار مدل

ایده رشد مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر در ابتدا توسط کسانی چون یوهانسن[۱] (۱۹۶۰)، مید[۲] (۱۹۶۰) و هاربرگر[۳] (۱۹۶۲) مطرح شد. رادرفورد[۴]، درویس[۵]، آدلمن[۶]، رابینسون[۷] و ارو- دبرو،[۸] کسانی بودند که این مدل‌ها را گسترش دادند (رحیمی‌نیا و همکاران، ۱۳۹۴).[۹] مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، دارای ساختار واقع بینانه‌ای نسبت به اقتصاد بوده و به نظر می‌رسد که مزیت‌های بیشتری نسبت به مدل‌های تعادل جزئی برای بررسی سیاست‌ها و شوک‌های بیرونی اقتصاد دارند. این مدل‌ها از داده‌های اقتصادی- اجتماعی بخش‌ها و حساب‌های اقتصاد ملی برای تحلیل و پیش‌بینی آثار سیاست‌ها و فعالیت‌های اقتصادی استفاده می‌کنند.

در مقایسه با مدل‌های تعادل جزئی، مدل‌های تعادل عمومی، واکنش‌های بازارکار و تغییرات تخصیص منابع در بین فعالیت‌ها را سازگار با هر دو طرف عرضه و تقاضای اقتصاد ارزیابی می‌کند. علاوه بر این، مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، محدودیت‌های اصلی بودجه در یک اقتصاد را در نظر می‌گیرد. به عنوان مثال، توازن پرداخت‌ها و قیدهای اقتصاد کلان، همچنین اثرات توزیع درآمد و رفاه خانوارها، شاخص‌های استاندارد از تولید، تخصیص و مصرف محصولات را دنبال می‌کند. اطلاعات مبنا برای مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، ماتریس حسابداری اجتماعی[۱۰] می‌باشد (کان[۱۱]،

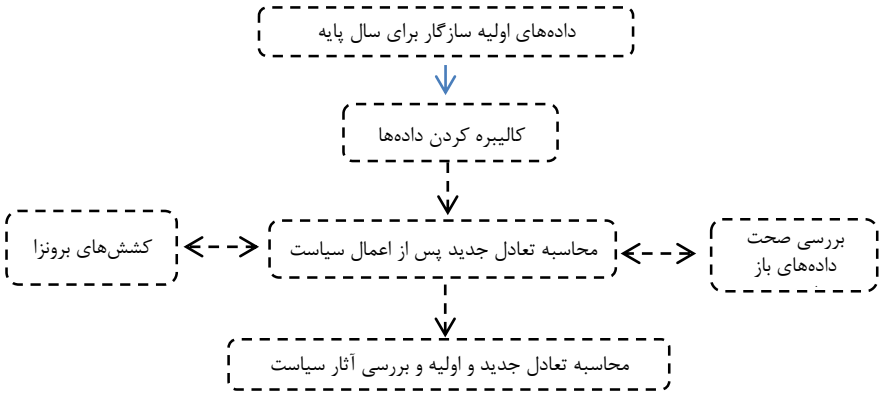
1. Johansen (1960)
2. Mid (1960)
3. Harberger (1962)
4. Rutherford
5. Dervis
6. Adelman
7. Robinson
8. Arrow - Debreu
9. Rahiminia *et al*. (2015)
10. Social Accounting Matrix
11. Can (2011)

۲۰۱۱؛ مولر و فراری[1]، ۲۰۱۱). معادلات این مدل‌ها، هم به صورت خطی و هم، غیرخطی می‌باشند. هر یک از این معادلات، هدف خاصی را دنبال می‌کنند، به طوری که تعادل جدید از برآیند واکنش کلیه این معادلات نسبت به تغییر متغیرهای سیاستی به دست می‌آیند.

در مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، رفتار بهینه خانوارها و بنگاه‌های تولیدی براساس حداکثر کردن مطلوبیت و سود در نظر گرفته می‌شود؛ اما در عمل، بهینه‌یابی همزمان برای همه خانوارها و بخش‌های تولیدی اقتصاد ممکن نیست. لذا با حل مسأله ثانویه رفتار خانوارها و بنگاه‌ها، توابع عرضه و تقاضای بازار کالاها و عوامل به‌دست می‌آیند. این توابع با تعدادی قوانین اقتصاد کلان ترکیب شده و سیستم معادلات همزمان به‌دست می‌آید. در این سیستم معادلات می‌توان با تغییر پارامترهای سیاستی، اثر شوک‌های وارده به مدل بر متغیرهای درونزای مدل را مشاهده کرد (منظور و همکاران، ۱۳۸۹).[2]

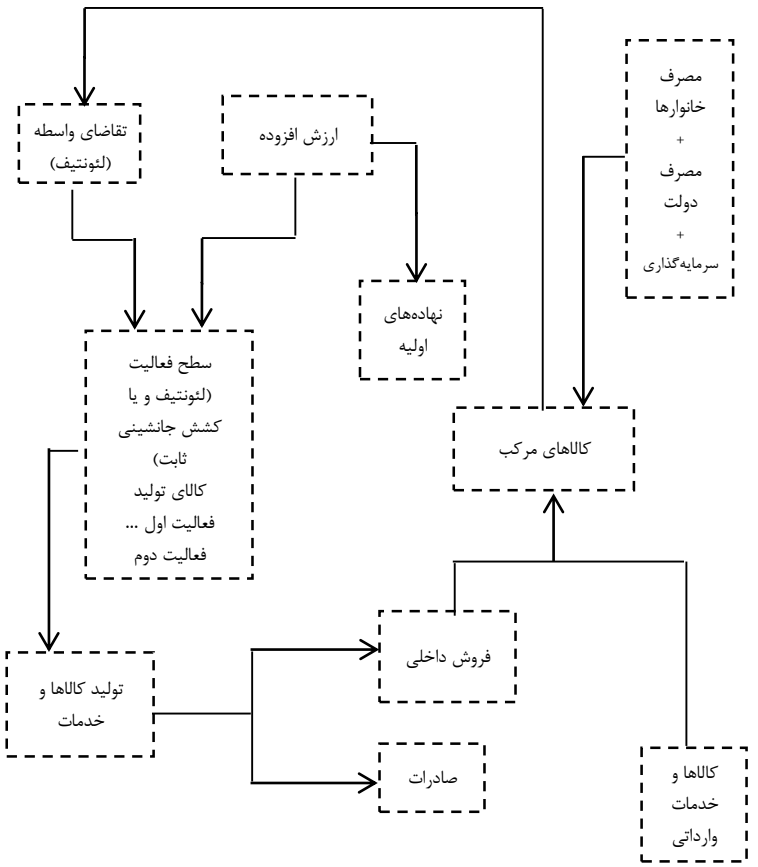
متغیرهای این مدل‌ها به متغیرهای درونزا و برونزای مدل تقسیم می‌شوند. متغیرهای درونزای مدل، آنهایی هستند که با توجه به روابط تعریف شده بین عاملان اقتصادی و پس از تغییر متغیرهای سیاستی مدل، در فرایند ایجاد تعادل جدید و واکنش مکانیزم بازار تعیین می‌شوند. مانند قیمت‌ها، مقدار تقاضای کالاها و عوامل تولید، صادرات و واردات.

متغیرهای برونزا، متغیرهایی با فرض ثابت بودن می‌باشند، همچون جمعیت نیروی کار، سرمایه، تکنولوژی، قیمت جهانی کالاها و خدمات. همچنین پارامترهای مدل را می‌توان به پارامترهای سهمی و رفتاری تقسیم کرد. پارامترهای سهمی در کالیبره کردن مدل به‌دست می‌آیند و پارامترهای رفتاری در بیشتر مواقع از مطالعات تجربی قبلی گرفته شده و در مدل قرار داده می‌شوند.



شکل ۱: فرایند به‌کارگیری مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه

1. Muller & Ferrari (2011)
2. Manzur *et al*. (2010)



شکل ۲: اجزاء مدل تعادل عمومی قابل محاسبه

همان‌طور که شکل (۲) نشان می‌دهد، در این الگو، تولیدکننده، نهاده‌های واسطه را به صورت تابع لئونتیفی به همراه عوامل تولید (ارزش‌افزوده) به صورت کشش جانشینی ثابت در فعالیت‌های مختلف جهت تولید به شکل تابع کاب- داگلاس در اختیار می‌گیرد. در مرحلهٔ بعد، تولیدکننده با توجه به قیمت نسبی تولیدات خود در داخل و خارج از کشور براساس شکل تبعی کشش تبدیل ثابت تصمیم می‌گیرد که تولیدات خود را به چه نسبتی در داخل و خارج از کشور به فروش برساند. مصرف‌کنندگان نیز از کالای مرکب جهت مقاصد مختلف (مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری و مخارج مصرفی دولت) بهره می‌گیرند.

امروزه مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، یکی از ابزارهای استاندارد برای تحلیل‌های تجربی به حساب می‌آیند و به عنوان ابزار برتر در تجزیه و تحلیل‌های رفاه و بررسی اثرات توزیعی سیاست‌ها، مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ چراکه، هم دارای پایه نظری بر مبنای اقتصاد خرد بوده و هم، رفتار عوامل را به صورت درونزا بررسی می‌کند.

۳-۲. معیار رفاهی در مدل جیتپ

سیاست‌های کلان اقتصادی در هر کشور با اهداف مشخصی از جمله افزایش تولید و اشتغال، کاهش تورم و تنظیم بازارها و در نهایت، در پی افزایش سطح رفاه جامعه در افق زمانی بلندمدت است. برای نیل به این هدف، دولت‌ها دو نوع ابزار را به کار می‌گیرند: با اعمال سیاست‌های مالی، سطح مالیات و مخارج دولت مشخص می‌گردد و با سیاست پولی، عمدتاً عرضه پول مدیریت می‌شود. الگوسازان مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، از معیار رفاهی تغییرات معادل (EV)[1] استفاده می‌کنند. این معیار نیز یک معیار سنجش پولی است که به جای مقایسهٔ هزینهٔ قبل و بعد از شوک مقادیر مصرفی، هزینه قبل و بعد از شوک سطوح مطلوبیت مصرف‌کننده را مقایسه می‌کند.

الگوی جیتپ[2] می‌تواند اثرات رفاهی تغییرات معادل را برای خانوارهای منطقه‌ای محاسبه کند. این الگو همچنین تغییرات در ترکیب مطلوبیت خانوارهای مصرف کننده و دولت را از خرید کالاها و خدمات و نیز پس‌اندازهای داخلی دربر می‌گیرد؛ چون امکانات مصرف آتی را نشان می‌دهد. در دیگر الگوهای مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، بدون خانوارهای منطقه‌ای، معیارهای رفاهی، اغلب فقط تغییرات در مقدار یا مطلوبیت مصرف جاری خانوارهای مصرف‌کننده بخش خصوصی داخلی را توضیح می‌دهند و ممکن است شامل مخارج سرمایه‌گذاری باشند یا نباشند.

مدل جیتپ دارای این ویژگی است که می‌تواند تأثیرات رفاهی یک شوک سیاستی را تجزیه کند. این ویژگی باعث می‌شود که کل تأثیر رفاهی یک سیاست اقتصادی یا تجاری به ۶ جزء تجزیه شود که عبارتند از: تأثیرات تخصیص (کارآیی) منابع (بار اضافی مالیات)، تأثیرات مواهب یا عوامل تولید ناشی از تغییر در عرضه عامل، تغییرات تکنیکی ناشی از منافع یا زیان بهره‌وری، تأثیر افزایش جمعیت، تغییر در رابطه مبادله برای کالاها، پس‌انداز و جریان سرمایه‌گذاری، و تغییر ترجیحات (ساختار تقاضای کل). تأثیرات رفاهی به شکل مطلق (سطحی) و بر اساس میلیون دلار آمریکا (نه به شکل درصد)، نشان داده خواهد شد.

جدول ۱: تجزیه رفاهی اثر کارآیی تخصیصی

ردیف	اجزای تأثیر	توضیح اجزای تأثیر
۱	1 alloc_A1	تأثیر تخصیص منابع
۲	2 endw_B1	تأثیر عوامل تولید
۳	3 tech_C1	تغییرات تکنیکی
۴	4 pop_D1	رشد جمعیت
۵	5 tot_E1	رابطه مبادله
۶	6 IS_F1	رابطه مبادله سرمایه‌گذاری- پس‌انداز
۷	7 pref_G1	تغییر ترجیحات
۸	Total	تغییرات کل

مأخذ: پایگاه دادهٔ GTAP

1. Equivalent Variation
2. Global Trade Analysis Project

جدول بالا، جزئیات تجزیه رفاه را در صفحه اصلی تجزیه رفاه نشان می‌دهد. برای مثال، همه سطرهایی که اسم آنها با حرف A شروع شده است، تأثیرات تخصیص کارا را بر اساس نوع مالیات و کالا، لیست کرده‌اند. سطرهایی که اسم آنها با حرف C شروع شده است، تأثیر بهره‌وری را تجزیه نموده است و دیگر سطرها نیز به همین شکل می‌باشند.

۴-۲. شاخص‌های رفاهی در الگوی جیتپ

در مدل جیتپ، تغییر معادل [EV(r)] هر ناحیه که به علت انجام شبیه‌سازی موردنظر، تغییر می‌کند، اندازه‌گیری می‌شود. ارزش‌های EV(r) بر اساس میلیون دلار سال ۱۹۹۲ آمریکا می‌باشد و به این روش محاسبه می‌شود.

$$EV(r)= u(r) * INC(r) / 100 \qquad (۱)$$

در اینجا، INC(r) درآمد ناحیه‌ای و u(r) رفاه سرانه می‌باشد. به علت اینکه u(r) رفاه سرانه را گزارش می‌دهد، معادله (۲) شامل نرخ تغییر در جمعیت در طرف راست نیز می‌شود؛ به‌نحوی‌که EV گزارش شده به وسیله مدل، کل رفاه ناحیه را نشان می‌دهد. تغییر معادل کل دنیا (WEV) از جمع ساده EVهای ناحیه‌ای در معادله (۳) حاصل می‌شود.

$$EV_r - [\frac{INC_r}{100}] * [URATIO_r * POPRATI_r] * [u_r + pop_r] \quad \forall r \varepsilon REG \qquad (۲)$$

$$WEV - \sum_{r \varepsilon REG} EVr - 0 \quad \forall r \varepsilon REG$$

دیگر شاخص‌های قیمتی و مقداری مفید که مدل جیتپ آنها را نیز در خود جای داده است، تولید ناخالص داخلی[1]، و اندازه درآمد می‌باشد. جهت تعیین شاخص‌های مقداری، لازم است که ابتدا ارزش و شاخص‌های قیمت متناظر را محاسبه کنیم، زیرا کالاهای مختلف را به شکل کل در می‌آوریم. متغیر qgdp(r) در معادله (۶) شاخص مقداری برای تولید داخل است. نخست شاخص ارزش vgdp(r) در معادله (۴) را محاسبه می‌کنیم، که تغییرات قیمت‌ها و مقادیر را محاسبه می‌نماید و یک شاخص قیمت pgdp(r) در معادله (۵)، که تنها تغییرات قیمت را محاسبه می‌کند. سپس شاخص مقدار qgdp(r) از تفاوت بین vgdp(r) و pgdp(r) به دست می‌آید.

در تغییرات سیاست داخلی، ارزش حل شده qgdp(r) که منعکس کننده تغییرات مرز امکانات تولید اقتصاد ناشی از بهبود تخصیص یک منبع ثابت است، به شکل نوعی، کم خواهد بود. اما در شبیه‌سازی رشد مواهب، ارزش حل qgdp(r)، خلاصه اندازه رشد اقتصادی آن ناحیه را ارائه می‌دهد (محمودی، ۱۳۹۳).[2]

1. Gross Domestic Product
2. Mahmoudi (2014)

$$GDP_r * vgdp_r = \sum_{i\varepsilon} VGAir * [pg_{ir} + qg_{ir}] \quad \forall r\varepsilon REG$$
$$+\sum_{i\varepsilon} VPAir * [pp_{ir} + qp_{ir}]$$
$$+REGINV_r * [pcgds_r + qcgds_r]$$
$$+\sum_{i\varepsilon}\sum_{s\varepsilon} VXWDirs * [pfob_{irs} + qxs_{irs}]$$
$$+\sum_{i\varepsilon} VSTir * [pm_{ir} + qst_{ir}]$$
$$-\sum_{i\varepsilon}\sum_{s\varepsilon} VIWSirs * [pcif_{irs} + qxs_{irs}]$$

$$GDP_r * pgdp_r = \sum_{i\varepsilon} VGAir * pg_{ir} + \sum_{i\varepsilon} VPAir * pp_{ir} \quad \forall r\varepsilon REG$$
$$+REGINV_r * pcgds_r$$
$$+\sum_{i\varepsilon}\sum_{s\varepsilon} VXWDirs * pfob_{irs}$$
$$+\sum_{i\varepsilon} VSTir * pm_{ir}$$
$$-\sum_{i\varepsilon}\sum_{s\varepsilon} VIWSirs * pcif_{irs}$$

$$qgdp_r = vgdp_r - pgdp_r \quad \forall r\varepsilon REG$$

۳. مبنای آماری مدل و تحلیل داده‌ها

۳-۱. داده‌های مدل تعادل عمومی

داده‌های مدل تعادل عمومی، توضیح دهنده جریان مدور درآمد و مخارج یک اقتصاد ملی در یک دوره خاص زمانی همچون یک سال (مثلاً ۱۳۸۰) می‌باشند. داده‌ها، ارزش‌های کلیه کالاها و خدمات تولید شده و درآمد ایجاد شده از فروش آنها را گزارش می‌کنند و درآمد و مخارج خانوارها، درآمدهای مالیاتی و هزینه‌های دولت، پس‌اندازها و مخارج سرمایه‌گذاری، و تجارت بین‌الملل را توضیح می‌دهند. آنها همچنین، داده‌های حساب‌های ملی هستند که به صورت رسمی توسط دولت‌ها، گزارش شده‌اند. اما این داده‌ها، ارزش هر مبادله‌ای را که در یک اقتصاد در یک سال روی می‌دهد، گزارش نمی‌کنند؛ چراکه می‌باید مبادلات و فعالیت‌های ریز را در مجموعه‌های قابل استفاده، انبوهش[1](تجمیع) نمایند.

بنابراین، صنایع در مجموعه‌های صنعتی مانند کشاورزی، خدمات، صنایع سنگین، صنایع سبک و غیره انبوهش می‌کنند. خانوارها نیز در یک مجموعه منفرد به‌نام خانوار یا چند مجموعه کوچک‌تر براساس طبقه درآمدی، منطقه جغرافیایی (شهری و روستایی)، یا ویژگی‌های نژادی و غیره، جمع می‌شوند. کالاها و خدمات مصرفی نیز در چند دسته مصرفی همچون غذا، کالای صنعتی و خدمات انبوهش می‌گردد. هر محققی بسته به نیاز پژوهشی خود، می‌تواند انبوهش‌های مختلفی را ایجاد کند.

1. Aggrigation

بیشتر مدل‌های تعادل عمومی یک ناحیه‌ای، از داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی استفاده می‌کنند.

مدل جیمپک، جدول داده - ستانده نواحی اقتصادی را مورد استفاده قرار می‌دهد و تعداد زیادی از محققان اقتصادی از داده‌های انبوهش شده جیتپ اگ استفاده می‌کنند. به هر حال، دیتا بیس مدل، ارزش همه متغیرهای برونزا و پارامترها و همچنین ارزش اولیه همه متغیرهای درونزا را در اختیار اجراکننده مدل قرار می‌دهد. در مدل جیتپ، مجموعه داده‌ها در فایلی که جدا از خود مدل تعادل عمومی است، آورده شده‌اند. مدل تعادل عمومی جیتپ، برنامه نرم‌افزاری است که معادلات مدل در آن قرار گرفته‌اند.

۲-۳. اجرای مدل تعادل عمومی

مدل تعادل عمومی برای مطالعه دامنه وسیع و در حال افزایشی از مسائل اقتصادی قابل کاربرد می‌باشد. مدل تعادل عمومی جیتپ، داده‌ها را از نرم‌افزار دیتابیس جهانی جیتپ اگ به رانجیتپ منتقل کرده و آن را قابل استفاده برای تجربیات سیاستی و شبیه‌سازی سیاست‌های اقتصادی و تجاری خواهد کرد. محقق براساس نیاز پژوهشی خود، می‌تواند در نرم‌افزار جیتپ اگ، انبوهش داده‌های مورد نیاز، شامل بخش‌های اقتصادی، دسته‌بندی کشورها، و دسته‌بندی عوامل تولید و فرض تحرک بین بخشی عوامل را، ایجاد کند و سپس داده‌های انبوهش شده را به نرم‌افزار مدل یعنی رانجیتپ انتقال دهد و بعد بر اساس نیاز خود، روش تنظیم اقتصاد (تعیین متغیرهای درونزا و برونزای مدل) را تعیین و بر اساس نوع سیاست تجاری یا اقتصادی و شبیه‌سازی مدل، شوک سیاستی (تغییر در متغیر برونزا خاص) را اعمال کند.

حال نرم‌افزار مدل را اجرا کرده، تعادل بعدی را تعیین می‌کند و نتایج تغییر در متغیرهای درونزا را ارائه می‌دهد. محقق می‌تواند نتایج سیاست شبیه‌سازی شده را ملاحظه و با استفاده از تئوری‌های اقتصادی آنها را تفسیر و تحلیل نماید.

۴. نتایج شبیه‌سازی سیاستی

نواحی مورد مطالعه در این پژوهش، دو ناحیهٔ ایران و سایر نقاط جهان است و بخش‌های موردنظر شامل خدمات مالی و خدمات بیمه‌ای می‌باشد. انبوهش ایجاد شده در قالب ۱۰ سناریو در نرم‌افزار رانجیتپ مورد بررسی قرار گرفته است.

۱-۴. شوک مالیاتی به خدمات مالی[1]

جدول (۲) تغییرات رفاه (EV) حاصل از شبیه‌سازی سیاستی را نشان می‌دهد. شاخص (EV) در حقیقت، تغییر در مقدار درآمد پولی است که در زمان اولیه بر مبنای قیمت‌ها و درآمدهای قبل از تغییر در سیاست‌گذاری، برای نیل به سطح مطلوبیت در تعادل جدید، بعد از تغییر سیاست‌گذاری

1. Financial Services

محاسبه می‌گردد. شاخص تغییرات رفاه (EV)، میزان تغییرات در سطح مطلوبیت را به شکل پولی نشان می‌دهد. متغیرهای موجود در جدول پایین، تغییر مطلوبیت سرانه (U) و تغییر درصدی مطلوبیت بخش دولتی (ug) و تغییر درصدی مطلوبیت خانوار بخش خصوصی (up) و درآمد خانوارها (Y) می‌باشند. یک روش مستقیم برای سنجش رفاه اقتصادی با توجه به تعاریف، مطلوبیت است. باتوجه به اهمیت مطلوبیت خانوار در شکل‌گیری روابط طرف تقاضای اقتصاد، اندازه‌گیری مطلوبیت، می‌تواند شاخص مناسبی برای بررسی رفاه خانوارها باشد.

با توجه به اطلاعات جدول، در ابتدا با افزایش مالیات خدمات مالی تا نرخ ۴ درصد، رفاه اجتماعی رو به افزایش است اما در نرخ‌های بالاتر از ۴ درصد، این مقدار کاهش می‌یابد و در نهایت، از نرخ ۸ درصد به بعد، رفاه منفی (زیان رفاهی) می‌شود. مطلوبیت بخش دولتی از مالیات ۱ درصد تا مالیات ۱۰ درصد افزایش یافته است و برعکس، مطلوبیت خانوار بخش خصوصی، از مالیات ۲ درصد به بعد، روند کاهشی دارد. درآمد خانوارها نیز تا مالیات ۲ درصد تغییری نکرده، و از مالیات ۳ درصد به بعد کاهش یافته است.

می‌توان چنین بیان کرد که افزایش رفاه اجتماعی ناشی از اعمال مالیات بر خدمات مالی، به دلیل افزایش درآمدهای دولت است، چون با افزایش درآمد، توانایی دولت جهت پرداخت هزینه‌ها و مخارج مختلف خود (از جمله یارانه‌ها و سبدهای معیشتی دهک‌های مختلف جامعه) افزایش پیدا کرده و همین امر بر رفاه خانوارها می‌افزاید.

جدول ۲: تأثیر مالیات خدمات مالی بر تغییرات رفاه (EV) ایران

نواحی ایران	مالیات ۱ درصدی	مالیات ۲ درصدی	مالیات ۳ درصدی	مالیات ۴ درصدی	مالیات ۵ درصدی	مالیات ۶ درصدی	مالیات ۷ درصدی	مالیات ۸ درصدی	مالیات ۹ درصدی	مالیات ۱۰ درصدی
EV	۲/۲۸	۴/۸	۵/۹۳	۶/۲۲	۵/۶۹	۴/۳۲	۲/۱۲	-۰/۹	-۴/۷۴	-۹/۴۱
U	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
ug	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۷
up	۰	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۰۶
Y	۰	۰	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳)، درصد تغییر در (GDP) واقعی را نشان می‌دهد. از دیگر شاخص‌های قیمتی و مقداری مفید که مدل جیتپ آن را در خود جای داده است، تولید ناخالص داخلی (GDP) می‌باشد. با توجه

به اطلاعات جدول (۳)، (qgdp) شاخص مقدار GDP، (pgdp) شاخص قیمت GDP، (vgdp) شاخص ارزش GDP می‌باشند. جهت تعیین شاخص مقداری، لازم است که ابتدا شاخص ارزش و شاخص قیمت محاسبه شوند، زیرا کالاها و خدمات مختلف را به شکل کل در می‌آورد و سپس شاخص مقدار، از تفاوت بین شاخص ارزش و شاخص قیمت به دست می‌آید.

ارزش حل شده (qgdp)، خلاصه اندازه رشد اقتصادی را ارائه می‌دهد. نتایج، بیانگر آن است که شاخص مقدار (qgdp) تا مالیات ۴ درصدی (نرخ بهینه تغییرات رفاه در جدول ۳)، درصد تغییر صفر می‌باشد و از نرخ مالیات ۵ درصد تا ۱۰ درصد، کاهش یافته است. همچنین دو شاخص قیمت و شاخص ارزش، به ترتیب از مالیات ۳ درصد و ۲ درصد به بعد، روند کاهشی داشته‌اند؛ که نتیجه می‌گیریم، با توجه به مقادیر سه متغیر qgdp، pgdp و vgdp در جدول بالا، ارزش تولید ناخالص داخلی کاهش یافته است.

جدول ۳: درصد تغییر در (GDP)[1] در بخش خدمات مالی

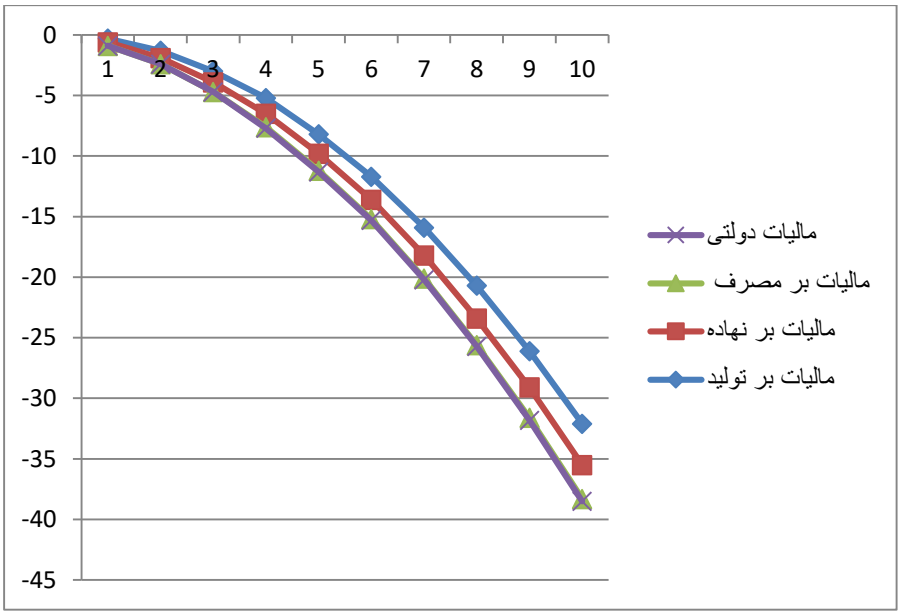
نواحی ایران	مالیات ۱ درصدی	مالیات ۲ درصدی	مالیات ۳ درصدی	مالیات ۴ درصدی	مالیات ۵ درصدی	مالیات ۶ درصدی	مالیات ۷ درصدی	مالیات ۸ درصدی	مالیات ۹ درصدی	مالیات ۱۰ درصدی
qgdp	۰	۰	۰	۰	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۲-	۰/۰۲-
pgdp	۰	۰	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۲-
vgdp	۰	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۱-	۰/۰۲-	۰/۰۲-	۰/۰۳-	۰/۰۳-	۰/۰۳-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۱)، تجزیه تأثیرات کارای تخصیصی ابزار مالیات را برای ایران نشان می‌دهد. مالیات‌های موجود در نمودار، ابزارهای مالیاتی محسوب می‌شوند که در معادلات اقتصادی مدل جیتپ وجود دارند و در افزایش رفاه اجتماعی، سهمی را دارا می‌باشند. با توجه به نتایج به دست آمده از مدل جیتپ، با اعمال مالیات بر خدمات مالی، همهٔ مالیات‌ها کاهش یافته‌اند، که به ترتیب، بیشترین کاهش را مالیات دولتی (Govtax)، بعد مالیات بر مصرف (Contax)، مالیات بر نهاده (Inputtax) و مالیات بر تولید (Prodtax) دارند. در نتیجه، چون مالیات دولتی بیشترین کاهش را نسبت به بقیه مالیات‌ها

1. Gross Domestic Product

دارد، پس می‌توان گفت، کمترین سهم را در افزایش رفاه دارد و مالیات بر مصرف، بیشتر از مالیات دولتی در افزایش رفاه سهیم می‌باشد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: تجزیه رفاهی اثر کارآیی تخصیصی

جدول (۴)، خلاصه تغییر رفاه ناشی از تجربه سیاستی، سهم تخصیص کارا در تغییر رفاه، سهم رابطه مبادله کالاها و خدمات در تغییر رفاه و سهم پس‌انداز - سرمایه‌گذاری در تغییر رفاه اجزای ترکیبی (EV) را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج مدل جیتپ، ملاحظه می‌شود که سهم تخصیص کارا در تغییر رفاه کاهش یافته است، یعنی کارآیی تخصیصی، تأثیر منفی (زیان رفاهی) روی (EV) دارد. سهم رابطه مبادله کالاها و خدمات در تغییر رفاه و سهم پس‌انداز - سرمایه‌گذاری در تغییر رفاه هر دو افزایش یافته‌اند و بیشترین افزایش را رابطه پس‌انداز - سرمایه‌گذاری دارد، یعنی ایران بر جزء پس‌انداز - سرمایه‌گذاری رفاه چیره شده، و هزینه رفاهی کل هم تا مالیات ۴ درصد افزایشی است و در نرخ مالیات ۴ درصد بیشترین مقدار را دارد که از مالیات ۵ درصد به بعد کاهش یافته است، یعنی در نرخ مالیات ۴ درصدی، هم رفاه اجتماعی و هم، هزینه رفاهی بیشترین مقدار را دارند.

جدول ۴: تجزیه کل تأثیر رفاهی [1](WELFARE)

سناریوها	مالیات ۱ درصدی	مالیات ۲ درصدی	مالیات ۳ درصدی	مالیات ۴ درصدی	مالیات ۵ درصدی	مالیات ۶ درصدی	مالیات ۷ درصدی	مالیات ۸ درصدی	مالیات ۹ درصدی	مالیات ۱۰ درصدی
سهم تخصیص کارا در تغییر رفاه	-۲/۳	-۵/۲	-۸/۸	-۱۳/۱	-۱۸/۱	-۲۳/۷	-۳۰	-۳۶/۹	-۴۴/۵	-۵۲/۷
سهم رابطه مبادله کالاها و خدمات در تغییر رفاه	۲/۷	۵/۳	۷/۷	۱۰	۱۲/۱	۱۴/۱	۱۵/۹	۱۷/۵	۱۹	۲۰/۳
سهم پس‌انداز-سرمایه‌گذاری در تغییر رفاه	۲/۴	۴/۷	۷	۹/۴	۱۱/۷	۱۴	۱۶/۳	۱۸/۵	۲۰/۸	۲۳
کل هزینه رفاهی	۲/۸	۴/۸	۵/۹	۶/۲	۵/۷	۴/۳	۲/۱	-۰/۹	-۴/۷	-۹/۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۴. شوک مالیاتی به خدمات بیمه‌ای[2]

جدول (۵) تغییرات رفاه (EV) حاصل از شبیه‌سازی سیاستی اعمال مالیات بر خدمات بیمه‌ای را نشان می‌دهد. در مدل جیتپ از (EV) برای محاسبه رفاه استفاده شده است و در آن، مصرف‌کننده مطلوبیت خود را از مصرف کالاها و خدمات شخصی، دولتی و پس‌انداز حداکثر می‌کند. در مدل جیتپ، مقدار دلاری مطلوبیت نیز ارائه شده است. شاخص تغییرات رفاه (EV)، میزان تغییرات در سطح مطلوبیت را به شکل پولی نشان می‌دهد. متغیرهای موجود در جدول، تغییر مطلوبیت سرانه (U) و تغییر درصدی مطلوبیت بخش دولتی (ug) و تغییر درصدی مطلوبیت خانوار بخش خصوصی (up) و درآمد خانوارها (Y) می‌باشند.

یک روش مستقیم برای سنجش رفاه اقتصادی با توجه به تعاریف، مطلوبیت است. باتوجه به اهمیت مطلوبیت خانوار در شکل‌گیری روابط طرف تقاضای اقتصاد، اندازه‌گیری مطلوبیت می‌تواند شاخص مناسبی برای بررسی رفاه خانوارها باشد. با توجه به اطلاعات جدول، در ابتدا با افزایش مالیات خدمات بیمه‌ای تا نرخ ۹ درصد، رفاه اجتماعی رو به افزایش است؛ اما در نرخ مالیات ۱۰ درصد، این مقدار کاهش می‌یابد، یعنی نرخ مالیات بهینه خدمات بیمه‌ای، نرخ مالیات ۹ درصد می‌باشد. مطلوبیت سرانه (U) تا نرخ مالیات ۴ درصد تغییر نکرده است و از نرخ مالیات ۵ درصد تا ۱۰ درصد، مقدار

1. REG*COLUMN EV Decomposition: Summary
2. Insurance

ثابت ۰/۰۱ را دارد. مطلوبیت بخش دولتی، از نرخ مالیات ۳ درصد به بعد افزایش یافته و مطلوبیت خانوار بخش خصوصی بدون تغییر باقی مانده، و درآمد خانوارها نیز از نرخ مالیات ۵ درصد به بعد کاهش یافته است.

می‌توان چنین استدلال کرد که افزایش رفاه اجتماعی ناشی از اعمال مالیات بر خدمات بیمه‌ای، می‌تواند به دلیل افزایش درآمدهای دولت باشد، چون با این افزایش‌ها، توانایی دولت جهت پرداخت هزینه‌های مختلف (از جمله یارانه‌ها) افزایش و همین امر، بر رفاه خانوارها می‌افزاید. همچنین با افزایش درآمد، مصرف نیز افزایش یافته و با گسترش طیف مصرف کالاها و خدمات، بر میزان رفاه افزوده می‌شود.

جدول ۵: تأثیر مالیات خدمات بیمه‌ای بر تغییرات رفاه (EV)[1] ایران

نواحی ایران	مالیات ۱ درصدی	مالیات ۲ درصدی	مالیات ۳ درصدی	مالیات ۴ درصدی	مالیات ۵ درصدی	مالیات ۶ درصدی	مالیات ۷ درصدی	مالیات ۸ درصدی	مالیات ۹ درصدی	مالیات ۱۰ درصدی
EV	۳/۶۳	۶/۷۷	۹/۴۴	۱۱/۶۵	۱۳/۴۳	۱۴/۷۷	۱۵/۷۱	۱۶/۲۵	۱۶/۴۱	۱۶/۲۰
U	۰	۰	۰	۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
ug	۰	۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
up	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
Y	۰	۰	۰	۰	−۰/۰۱	−۰/۰۱	−۰/۰۱	−۰/۰۱	−۰/۰۱	−۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۶)، درصد تغییر در (GDP) واقعی را نشان می‌دهد. از دیگر شاخص‌های قیمتی و مقداری مفید که مدل جیتپ آن را در خود جای داده است، تولید ناخالص داخلی (GDP) می‌باشد. با توجه به اطلاعات جدول، (qgdp) شاخص مقدار GDP، (pgdp) شاخص قیمت GDP، (vgdp) شاخص ارزش GDP می‌باشند. جهت تعیین شاخص مقداری، لازم است که ابتدا شاخص ارزش و شاخص قیمت محاسبه شوند، زیرا کالاها و خدمات مختلف را به شکل کل در می‌آورد و سپس شاخص مقدار، از تفاوت بین شاخص ارزش و شاخص قیمت به دست می‌آید.

ارزش حل شده (qgdp)، خلاصه اندازه رشد اقتصادی را ارائه می‌دهد. نتایج منعکس شده در جدول، نشان می‌دهد که شاخص مقدار (qgdp) و شاخص قیمت (pgdp) تا نرخ مالیات ۷ درصدی، درصد تغییرشان صفر می‌باشد و از نرخ مالیات ۸ درصد تا ۱۰ درصد کاهش یافته، اما کاهش شاخص ارزش ،(vgdp) از نرخ مالیات ۵ درصد به بعد شروع شده است؛ که نتیجه می‌گیریم، با توجه به مقادیر سه متغیر qgdp، pgdp و vgdp در جدول (۶)، ارزش تولید ناخالص داخلی (GDP) کاهش یافته است.

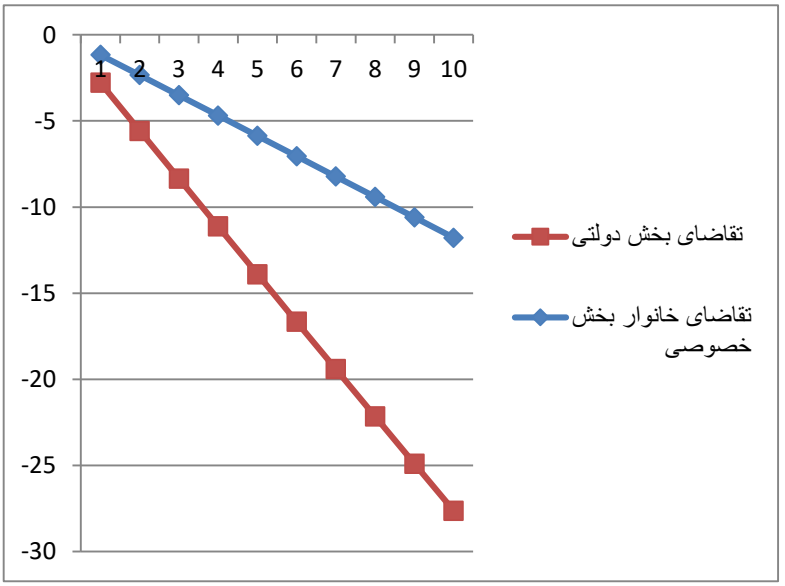
1. Equivalent Variation (EV)

جدول ۶: درصد تغییر در (GDP) در بخش خدمات بیمه‌ای

نواحی ایران	مالیات ۱ درصدی	مالیات ۲ درصدی	مالیات ۳ درصدی	مالیات ۴ درصدی	مالیات ۵ درصدی	مالیات ۶ درصدی	مالیات ۷ درصدی	مالیات ۸ درصدی	مالیات ۹ درصدی	مالیات ۱۰ درصدی
qgdp	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱
pgdp	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱
vgdp	۰	۰	۰	۰	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

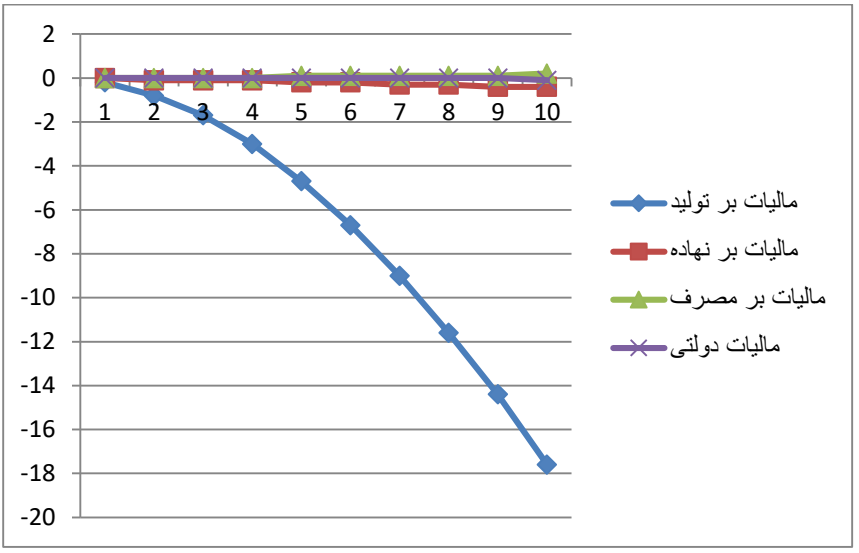
نمودار (۲)، میزان تقاضای خانوار بخش خصوصی و بخش دولتی را برای خدمات بیمه‌ای نشان می‌دهد. (qpd) تقاضای خانوار بخش خصوصی و (qgd) تقاضای بخش دولتی می‌باشد. با توجه به نمودار، میزان تقاضای خانوار بخش خصوصی و تقاضای بخش دولتی از مالیات ۱ درصدی تا مالیات ۱۰ درصدی، هر دو کاهش یافته‌اند و می‌تواند بیانگر این مسأله باشد که چون درآمد خانوار بخش خصوصی کاهش یافته است، تقاضای خانوار بخش خصوصی نیز کاهش می‌یابد و دلیل کاهش بیشتر تقاضای خانوار بخش خصوصی نسبت به تقاضای بخش دولتی، این است که سهم خدمات بیمه‌ای در بودجه خانوار بخش خصوصی، بیشتر از بخش دولتی می‌باشد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: تغییرات تقاضای خانوار بخش خصوصی و بخش دولتی

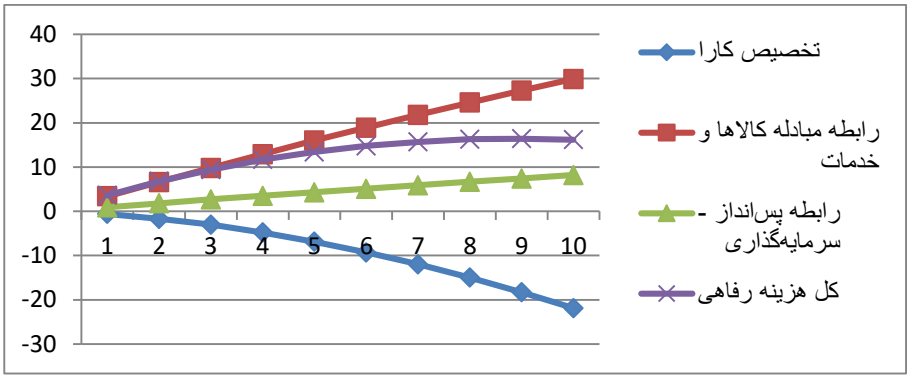
نمودار (۳)، تجزیه تأثیرات کارای تخصیصی ابزار مالیات را برای ایران نشان می‌دهد. با توجه به نتایج به دست آمده از مدل جیتپ، با اعمال مالیات بر خدمات بیمه‌ای، مالیات بر تولید (Prodtax) و مالیات بر نهاده (Inputtax) کاهش یافته‌اند، مالیات دولتی (Govtax) نیز تا نرخ مالیات ۹ درصدی تغییری نداشته و در نرخ مالیات ۱۰ درصد، کاهش یافته، و مالیات بر مصرف (Contax)، تا نرخ مالیات ۴ درصد تغییر نکرده و از نرخ مالیات ۵ درصد تا ۱۰ درصد، افزایش یافته است. در نتیجه مالیات بر مصرف، بیشترین سهم را در افزایش رفاه دارد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳: تجزیه رفاهی اثر کارآیی تخصیصی

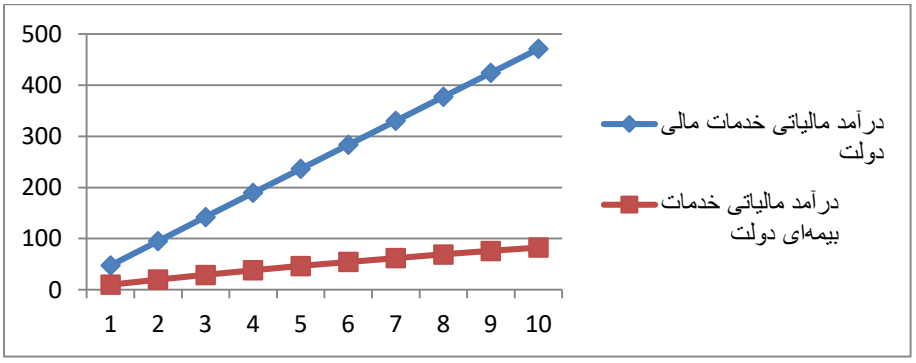
نمودار (۴)، بیانگر خلاصه تغییر رفاه ناشی از تجربه سیاستی است که سهم تخصیص کارا در تغییر رفاه، سهم رابطه مبادله کالاها و خدمات در تغییر رفاه و سهم پس‌انداز - سرمایه‌گذاری در تغییر رفاه اجزای ترکیبی (EV) را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج مدل جیتپ، ملاحظه می‌شود که سهم تخصیص کارا در تغییر رفاه کاهش یافته است، یعنی کارآیی تخصیصی، تأثیر منفی (زیان رفاهی) روی (EV) دارد. سهم رابطه مبادله کالاها و خدمات در تغییر رفاه و سهم پس‌انداز - سرمایه‌گذاری در تغییر رفاه، هر دو افزایش یافته‌اند و بیشترین افزایش را رابطه مبادله کالاها و خدمات دارد،یعنی این جزء از اجزای ترکیبی (EV) بیشترین سهم را نسبت به جزء پس‌انداز - سرمایه‌گذاری دارد. هزینه رفاهی مالیات‌های غیرمستقیم، عبارت از میزان کاهش در رفاه اجتماعی در اثر اعمال مالیات است، که با توجه به نمودار تا نرخ مالیات ۹ درصد، افزایش، و در نرخ مالیات ۱۰ درصد، کاهش یافته است؛ یعنی در نرخ مالیات ۹ درصدی، هم رفاه اجتماعی و هم، هزینه رفاهی، بیشترین مقدار را دارند.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۴: تجزیه کل تأثیر رفاهی

نمودار (۵)، تغییر در درآمد مالیاتی دولت را نشان می‌دهد. با مقایسه درآمد مالیاتی قبل و بعد از انجام شبیه‌سازی سیاستی، تغییر در درآمد دولت از ناحیه کلیه مالیات‌ها محاسبه و مشاهده می‌شود که در هر دو تجربه سیاستی، درآمد مالیاتی افزایش یافته، و همچنین درآمد مالیاتی حاصل از مالیات خدمات مالی در مقایسه با مالیات خدمات بیمه‌ای، افزایش بیشتری داشته، و بیانگر این است که خدمات مالی در فضای اقتصادی ایران، حجم بیشتری نسبت به خدمات بیمه‌ای دارد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۵: تغییرات درآمد مالیاتی دولت

۵. نتایج مدل تعادل عمومی

امروزه یکی از معیارهای مناسب برای سنجش شرایط هر کشوری، ارزیابی وضعیت اجتماعی و رفاهی آن کشور می‌باشد و می‌باید بهبود وضعیت رفاه اجتماعی هر جامعه‌ای، به عنوان یکی از اهداف کلان اقتصادی مدنظر قرار گیرد، چراکه رفاه علاوه بر اینکه ضرورتی انسانی است، عنصر مهمی در پیشرفت

و توسعه یک جامعه بوده و بسترهای مختلف توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و ... مستلزم وجود احساس برخورداری از رفاه اجتماعی می‌باشد. همچنین هدف نهایی سیاست‌های اقتصادی، حداکثر کردن رفاه اجتماعی می‌باشد و در نتیجه، باید اثرات سیاست‌های شبیه‌سازی شده را از این دیدگاه مورد ارزیابی قرار داد. رفاه باعث خلق امنیت، احساس آرامش و اطمینان همه جانبه نسبت به حال و آینده بوده، و یکی از مهم‌ترین شاخص‌های رفاهی در مدل تعادل عمومی، شاخص تغییرات رفاه است. تغییر رفاه در حقیقت، تغییر در مقدار درآمد پولی است که در زمان اولیه بر مبنای قیمت‌ها و درآمدهای قبل از تغییر در سیاست‌گذاری، برای نیل به سطح مطلوبیت در تعادل جدید بعد از تغییر سیاست‌گذاری محاسبه می‌گردد.

در مدل جیتپ، تغییرات رفاه (EV)، میزان تغییرات در سطح مطلوبیت را به شکل پولی نشان می‌دهد. با توجه به نتایج پژوهش در جدول (۲) و (۵)، که به ترتیب، تغییرات رفاه (EV) حاصل از اعمال مالیات بر خدمات مالی و خدمات بیمه‌ای را نشان می‌دهد، نرخ مالیات بهینه خدمات مالی، ۴ درصد (سناریوی چهارم) و نرخ مالیات بهینه خدمات بیمه‌ای، ۹ درصد (سناریوی نهم) است. با افزایش مالیات تا نرخ ۴ درصد برای خدمات مالی و با افزایش مالیات تا نرخ ۹ درصد برای خدمات بیمه‌ای، رفاه اجتماعی رو به افزایش است؛ اما در نرخ‌های بالاتر از نرخ مالیات، بهینه رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد.

در میان شاخص‌های اقتصاد کلان، تولید ناخالص داخلی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا به عنوان مهم‌ترین شاخص عملکرد اقتصادی، در تجزیه و تحلیل‌ها و ارزیابی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. تولید ناخالص داخلی می‌تواند یکی از شاخص‌های اولیه بر مبنای داده‌های بازار برای سنجش رفاه اجتماعی باشد که البته به طور گسترده، در ارزیابی رفاه اجتماعی کشورها استفاده شده است. بسیاری از اقتصاددانان بر این نکته تأکید دارند که شاخص (GDP) که بر مبنای تولید در یک کشور تعریف می‌شود، ابعادی از رفاه آن کشور را منعکس می‌کند. واضح است که تولید بیشتر یک کشور، گذشته از مصرف بیشتر، عمدتاً همراه با بهبود سایر شاخص‌های رفاه و کاهش بیکاری است.

با توجه به نتایج پژوهش در جدول (۳)، شاخص مقدار (qgdp) که اندازه رشد اقتصادی را نشان می‌دهد، درصد تغییر آن برای خدمات مالی تا نرخ مالیات ۴ درصد، صفر می‌باشد و از نرخ مالیات ۵ درصد تا ۱۰ درصد، کاهش یافته است.

جدول (۶)، شاخص مقدار (qgdp) را برای خدمات بیمه‌ای نشان می‌دهد، که تا نرخ مالیات ۷ درصدی، درصد تغییرش صفر می‌باشد و از نرخ مالیات ۸ درصد، رو به کاهش می‌رود. با توجه به نتایج جداول (۳) و (۶)، ملاحظه می‌شود که ارزش تولید ناخالص داخلی کاهش یافته است.

از سوی دیگر، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش مالیات و سیاست‌های مالیاتی، با کاهش مصرف همراه خواهد بود که کاهش مصرف، به معنی کاهش رفاه اجتماعی می‌باشد که باعث کاهش تولید ناخالص داخلی نیز می‌شود.

در اقتصاد کلان، رفتار و عادات مصرفی افراد و خانوارهای مختلف در مصرف بخش خصوصی، جمع‌بندی می‌گردد. در شرایط عادی، با افزایش درآمد، مصرف نیز افزایش می‌یابد و با گسترش طیف

مصرف کالاها و خدمات، بر میزان رفاه افزوده می‌شود. اما در شرایط رکود و تقلیل درآمدهای حقیقی، مصرف به طور معکوس، تحت تأثیر قرار می‌گیرد. در نظام حساب‌های ملی مبتنی بر روش هزینه‌ها، مصرف بخش خصوصی، یکی از اجزای اصلی محاسبه تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی است. در اندازه‌گیری رفاه، تغییر حقیقی در مقدار مصرف کالاها و خدمات ضروری می‌باشد. واضح است که مقدار بیشتر کالا و خدمات، وضعیت رفاهی مردم را بهتر می‌کند.

از دیگر نتایجی که در این مطالعه به دست آمده است، تقاضای خانوار بخش خصوصی و بخش دولتی برای خدمات مالی و خدمات بیمه‌ای می‌باشد، و با توجه به نمودار (۲) و (۵)، ملاحظه می‌شود که تغییرات نتایج مربوط به خدمات مالی و خدمات بیمه‌ای، مشابه هم هستند؛ یعنی با اعمال مالیات بر خدمات مالی و خدمات بیمه‌ای، تقاضای خانوار بخش خصوصی و بخش دولتی برای هر دو خدمات کاهش یافته، و با توجه به نتایج، می‌توان گفت که میزان تقاضای خانوار بخش خصوصی نسبت به میزان تقاضای بخش دولتی برای خدمات مالی، بیشتر کاهش یافته است که می‌تواند بیانگر این رابطه باشد که چون درآمد خانوار بخش خصوصی کاهش یافته (کاهش درآمد خانوارها Y)، است، در نتیجه، تقاضای خانوار بخش خصوصی نیز کاهش می‌یابد و دلیل کاهش بیشتر تقاضای خانوار بخش خصوصی نسبت به تقاضای بخش دولتی، این است که سهم خدمات مالی در بودجه خانوار بخش خصوصی، بیشتر از بخش دولتی می‌باشد.

کارآیی و رفاه، از جمله مباحث مهم اقتصادی هستند که از گذشته تا کنون در مجامع، سازمان‌ها و متون اقتصادی مطرح شده‌اند. کشورهای در حال توسعه، همگام با کشورهای توسعه یافته، به دنبال روش‌های افزایش کارآیی می‌باشند و یکی از هدف‌های مهم سیاست‌گذاران اقتصادی در این کشورها، ارتقاء کیفیت و سطح رفاه زندگی در جامعه است. کارآیی از طریق افزایش سهم رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد اقتصادی، افزایش قدرت رقابت‌پذیری و در نهایت، افزایش درآمد سرانه، موجب بهبود رفاه اجتماعی در کشورها می‌شود. مالیات‌های موجود در نمودار (۱)، ابزارهای مالیاتی محسوب می‌شوند که در معادلات اقتصادی مدل جیتپ وجود دارند که در افزایش رفاه اجتماعی سهیم می‌باشند و ملاحظه می‌شود که با اعمال مالیات بر خدمات مالی، همه مالیات‌ها کاهش یافته‌اند، و چون بیشترین کاهش را مالیات دولتی دارد، می‌توان گفت که کمترین سهم را در افزایش رفاه دارد.

نمودار (۳)، همین نتایج را برای خدمات بیمه‌ای نشان می‌دهد. با اعمال مالیات بر خدمات بیمه‌ای، همه مالیات‌ها کاهش یافته‌اند، اما مالیات بر مصرف روند افزایشی دارد و در نتیجه، مالیات بر مصرف، بیشترین سهم را در افزایش رفاه دارد.

در اندازه‌گیری رفاه، تغییر حقیقی در مقدار مصرف کالاها و خدمات ضروری می‌باشد. وقتی پس‌انداز و درآمد و مصرف بیشتر باشد، برای اقتصاد مفید است. مصرف بیشتر، تقاضای کل را در اقتصاد بالا می‌برد که در این حالت، به دلیل میزان بیشتر تولید، در کشور ظرفیت خالی کاهش می‌یابد.

پس‌انداز که بالا باشد، طبعاً سرمایه‌گذاری صورت می‌گیرد و نرخ رشد افزایش می‌یابد. اگر درآمد سرانه زیاد باشد، طبعاً نرخ پس‌انداز بالا است که در این صورت، سرمایه‌گذاری بیشتر و مصرف هم بیشتر، و به دنبال آن، وضعیت رفاهی مردم بهتر می‌شود.

جداول (۲) و (۵)، بیانگر خلاصه تغییر رفاه ناشی از تجربه سیاستی و اجزای ترکیبی (EV) هستند. جدول (۲)، نتایج حاصل از اعمال مالیات بر خدمات مالی را نشان می‌دهد که از بین اجزاء ترکیبی (EV)، سهم تخصیص کارا در تغییر رفاه، کاهش یافته است؛ یعنی کارآیی تخصیصی، تأثیر منفی (زیان رفاهی) روی تغییرات رفاه دارد. اما بیشترین افزایش را جزء پس‌انداز - سرمایه‌گذاری در تغییر رفاه دارد.

جدول (۵)، نتایج حاصل از اعمال مالیات بر خدمات بیمه‌ای را نشان می‌دهد و ملاحظه می‌شود که با اعمال مالیات بر خدمات بیمه‌ای نیز سهم تخصیص کارا در تغییر رفاه کاهش یافته است؛ اما دو جزء دیگر، افزایش یافته، و بیشترین افزایش را رابطه مبادله کالاها و خدمات داشته‌اند؛ یعنی این جزء از اجزای ترکیبی (EV)، بیشترین سهم را نسبت به جزء پس‌انداز - سرمایه‌گذاری دارد. هزینه رفاهی مالیات‌های غیرمستقیم، عبارت از میزان کاهش در رفاه اجتماعی در اثر اعمال مالیات می‌باشد.

در این جداول، هزینه رفاهی کل نیز محاسبه شده است که با اعمال مالیات بر خدمات مالی، هزینه رفاهی کل در نرخ مالیات ۴ درصدی، بیشترین مقدار را دارد؛ اما با اعمال مالیات بر خدمات بیمه‌ای، هزینه رفاهی کل در نرخ مالیات ۹ درصدی بیشترین مقدار را داشته است. می‌توان نتیجه گرفت که رفاه اجتماعی و هزینه رفاهی کل با یکدیگر، رابطه مستقیم دارند.

درآمدهای مالیاتی، یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاست مالی در جهت دستیابی به اهداف اقتصادی و اجتماعی است. دولت به منظور تأمین منابع مالی خود در بودجه‌های سالیانه، سعی می‌کند تا از طریق اصلاح نظام مالیاتی و برنامه‌ریزی جهت ارتقاء درآمدهای مالیاتی، ترکیب منابع مالی خود را مورد تجدید نظر قرار داده و سهم درآمدهای مالیاتی را از طرق مختلف نظیر کاهش فرار و اجتناب مالیاتی و شناسایی پایه‌های جدید مالیاتی افزایش دهد. در واقع، شناسایی پایه‌های مالیاتی جدید، می‌تواند بار مالیاتی را از روی منابع موجود، کاهش و با کاهش سطح عمومی نرخ مالیات، ضمن شفاف‌سازی نظام مبادلات اقتصادی، انگیزه فرار مالیاتی کاهش یابد و در این راستا، دولت می‌تواند به واسطه آن، بسیاری از خدمات اجتماعی و رفاهی را در خدمت مردم قرار دهد و به بسیاری از فعالیت‌ها و جریانات اقتصادی و اجتماعی، سمت و سوی صحیح بدهد. بالا بودن سهم منابع حاصل از فروش نفت و پایین بودن سهم وصولی‌های مالیاتی در ترکیب منابع بودجه عمومی دولت، علاوه بر آنکه عوارض ناگواری را همچون وابستگی درآمد کشور به صادرات تک محصولی به‌دنبال دارد، اقتصاد کشور را نیز از امکان استفاده مؤثرتر از مالیات‌ها برای اعمال سیاست‌های مالی درست، محروم می‌سازد.

یکی از نتایج مهمی که در این پژوهش به‌دست آمده، تغییرات درآمد مالیاتی دولت است که در نمودار (۵) نشان داده شده و تغییر در درآمد مالیاتی دولت حاصل از مالیات بر خدمات مالی و مالیات بر خدمات بیمه‌ای در ایران را بررسی می‌کند. مشاهده می‌شود در هر دو تجربه سیاستی، درآمد مالیاتی افزایش یافته، و همچنین درآمد مالیاتی حاصل از مالیات خدمات مالی در مقایسه با مالیات

خدمات بیمه‌ای، افزایش بیشتری داشته، که بیانگر این است، خدمات مالی در فضای اقتصادی ایران، حجم بیشتری نسبت به خدمات بیمه‌ای دارد.

با نگاهی به اقتصاد ایران در سال‌های اخیر، ملاحظه می‌شود که متغیرهای اقتصادی، شرایط قابل قبولی را ترسیم نمی‌کند. درحالی‌که نرخ تورم به بیش از ۴۷ درصد رسیده است، انتظار می‌رود اقتصاد ایران، بیش از ۷ درصد کاهش در تولید ناخالص داخلی را تجربه کند و از سویی نرخ بیکاری نیز افزایش یابد. بررسی متغیرهای معیشتی نیز، نشان از کاهش سطح مصرف خانوارهای ایرانی از کالاهای اساسی دارد. همچنین طی این سال‌ها از رشد انباشت سرمایه نیز به شدت کاسته شده و برای برخی بخش‌های تولیدی، رشد انباشت سرمایه منفی است.

وضعیت ذکر شده از متغیرهای اقتصاد ایران، نشان می‌دهد که ایران از روند رشد بلندمدت خود فاصله گرفته و ظرفیت تولید در اقتصاد ایران به شدت افت کرده است. نتیجه آنکه، اقتصاد ایران نسبت به قبل فقیرتر شده و این فقر کاهش مصرف را در پی داشته و با توجه به این متغیرهای اقتصادی و شاخص‌ها و نتایج حاصل از پژوهش، اعمال این‌گونه مالیات‌ها باید با احتیاط زیادی اعمال شود؛ زیرا با توجه به واقعیت‌های اقتصادی رفاهی کنونی جامعه، می‌توان چنین بیان کرد که هرگونه اخذ مالیات از هر پایه جدید مالیاتی تا زمان تثبیت نسبی اقتصاد و کنترل تورم، به منزله کوچک نمودن سفره مصرف‌کنندگان کم درآمد به نفع دولت است و تورم ظالمانه بیشتری را به دنبال دارد.

۶. پیشنهادات اجرایی

در این مطالعه، با توجه به اهمیت مالیات و درآمدهای مالیاتی در عصر حاضر، به بررسی اعمال مالیات بر خدمات مالی و خدمات بیمه‌ای در فضای اقتصادی ایران پرداخته و به این نتیجه رسیده که برقراری مالیات بر خدمات مالی، موجب افزایش رفاه اجتماعی و درآمدهای مالیاتی شده است. با توجه به مطالب و نتایج ارائه شده در بخش‌های پیشین، می‌توان پیشنهادات زیر را ارائه کرد:

اعمال مالیات بر خدمات مالی و خدمات بیمه‌ای، موجب افزایش درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود، لذا اعمال مالیات بر خدمات مالی به عنوان یکی از مالیات‌های غیرمستقیم، ضروری است که از این طریق، می‌توان وابستگی به درآمدهای نفتی را کاهش و درآمدهای مالیاتی را افزایش داد.

پیشنهاد دوم، می‌تواند در مورد معافیت خدمات بانکی باشد، که این امر، افزایش هزینه‌های بانک‌ها و کاهش منابع برای ایجاد وام‌های بیشتر را در پی دارد. می‌توان گفت، با انتقال از وضعیت معاف به سمت مالیات‌بندی کامل خدمات بانکی، هزینه بانک کاهش یافته و با در اختیار داشتن منابع آزاد بیشتر، میزان تسهیلات افزایش می‌یابد و شرایط برای افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش تولید فراهم می‌شود.

پیشنهاد دیگری که می‌توان عنوان کرد، توجه به منابع درآمدهای مالیاتی دولت در لایحه بودجه ۱۴۰۱ می‌باشد، که ملاحظه می‌شود مالیات بر خدمات مالی در لایحه بودجه ۱۴۰۱ لحاظ نشده است که نتایج این پژوهش، می‌تواند در راستای گسترش پایهٔ مالیاتی و بهبود بودجه دولت و کسری بودجه قرار گیرد و شروعی به عنوان پایهٔ مالیاتی جدید برای بودجه آتی البته با تثبیت نسبی اقتصاد و کنترل تورم فعلی باشد.

References

Buttner, T. & Erbe, K. (2012). "Revenue and Welfare Effects of Financial Sector Vat Exemption". International Tax and Public Finance, Vol. 21, Issue 6: 1028-50.

Calomiris, C. W. & Pornrojnangkool, T. (2009). "Relationship Banking and the Pricing of Financial Services". Journal of Financial Services Research, **35**(3): 189-224.

Can, W. (2011). "Scheme of Constructing CGE Model of China Direct Grain Subsidy Policy". Asian Agricultural Research Journal, China, **3**(7): 47-49.

Chisari, O. Estache, A. & Nicodeme, G. (2013). "Efficiency and Equity Effects of Taxing the Financial Sector: Lessons from a CGE Model for Belgium". Public Finance Analysis, Vol. 72, No. 2: 125-157.

Lozano-Espitia, I., Vargas-Herrera, H. & Rodriguez-Nino, N. (2017). "Financial Transaction Tax and Banking Margins: An Empirical Note for Colombia". Ensayos Sobre Politica Economica, **35**(83): 154-160.

Mattoo, A. M., Stern, R. & Zanini, G. (2008). *A Handbook of International Trade in Services*. Oxford University Press.

Manzur, D., Shahmoradi, A. & Haghighi, I. (2010). "Study of the Effects of Eliminating Overt and Covert Energy Subsidies in Iran (Modeling of Calculable General Equilibrium Based on a Modified Micro-Data Matrix)". Quarterly Journal of Energy Economics Studies, Vol. 7, No. 26: 25-30, (In Farsi).

Mahmoudi, A. (2015). *Global Trade Analysis Project (GTAP) Applied General Equilibrium Model*. Islamic Azad University, Mahabad Branch, Tehran, (In Farsi).

Muller, M. & Ferrari, E. (2011). "Deriving CGE Baselines from Macro-economic Projection. Center for Development Research (ZEF), Germany".Paper Prepared for Presentation at the EAAE 2011 Congress, Change and Uncertainty, No. 53113.

Rahiminia, H., Akbarimuqaddam, B. & Mongazeb, M. (2015). Effects of Change in the Iranian Subsidy System on Price Variables and Some Domestic Production and Employment (Using a CGE Model). Economic Modeling Research Quarterly, Vol. 5, No. 19: 73-112, (In Farsi).

Restrepo, F. (2018). "The Effects of Taxing Bank Transactions on Bank Credit and Industrial Growth: Evidence from Latin America". Journal of International Money and Finance, :1-53.

Yilmaz, F. (2013). *VAT Treatment of Financial Institutions: Implications for the Real Economy*. Department of Economics, University of Calgary: 1-40.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P:91-118

The Effect of Taxation on Financial Services on Economic Growth in Iran

Amir Jabbari [1]
Narges Moradkhani[2]
Shiva Habibzadeh[3]

Received: 2022-7-2 Accepted: 2022-8-6

Aim and Introduction
Reform of the government's revenue system has been emphasized through the share of tax revenues. The comprehensive reform and strengthening of the country's financial system to meet the needs of the national economy and to create stability have been also emphasized. In this regard, one of the ways to enhance the role of tax revenues in financing the general budget of the government is to expand the tax base, which has other benefits for the economic system, including strengthening the regulatory framework and improving the effectiveness of economic policies. Taxes have important effects on the allocation of resources in the economy. In the economic literature, taxation is a kind of intervention in the market mechanism, which results in allocation inefficiency and welfare losses. This inefficiency is considered as a part of the taxation cost, but tax revenues can increase the welfare of the community. Tax rates and exemptions should be set in a way that maximize the overall well-being of society. In Iran's VAT system, some goods and services, including financial services, are tax-exempt. Tax exemption of financial services disrupts the economy.

Methodology
In this study, to understand the importance of VAT exemption in macroeconomic fluctuations, an attempt has been made to examine the effects of VAT on financial services within the computable general equilibrium model and the response of economic variables to shocks of the various transitions from exempt to full taxation. Using GTAPagg and RunGTAP software, we assess welfare effects, changes in GDP value, changes in private and public sector household demand, and allocation efficiency effects. We also provide a summary of welfare changes due to policy experience for Iran and the financial and insurance services sectors in the form of tax scenarios.

Findings
The results show that the rate of social welfare resulting from the imposition of a tax on financial services at the tax rate of 4% (optimal rate) is the highest and the tax rate is 9% for insurance services at the optimal rate .

1. Assistant Professor, Department of Economics, University of Zanjan. (Corresponding Author),. E-mail: amir_jabbari@znu.ac.ir
2. Assistant Professor, Department of Economics, University of Zanjan. E-mail: nmoradkhani@znu.ac.ir
3. M.A of Economics. University of Zanjan. E-mail: habibzadeh_shiva@znu.ac.ir

Discussion and Conclusion

One of the important results of this research is the changes in government tax revenue that stem from taxes on financial and insurance services in Iran. It is observed that tax revenues have increased due to both tax regimes and the tax revenues from the financial services are higher than tax revenues from insurance services. This shows that financial services in Iran economic space have more tax capacity than insurance services.

Looking at the Iranian economy in recent years, it is considered that the economic variables do not depict acceptable conditions. Despite the inflation rate reaching over 47%, it is expected that the Iranian economy will experience a decrease of more than 7% in GDP while the unemployment rate will also increase. Examination of livelihood variables also shows a decline in the consumption level of Iranian households for basic goods. Additionally, during these years, capital accumulation has significantly decreased, and for some production sectors, there is negative capital accumulation.

The mentioned situation of the Iranian economy variables shows that Iran is deviated from its long-term growth path and production capacity in Iran's economy is severely degraded. As a result, Iran's economy will be poorer than before and this poverty will reduce consumption.Considering these economic variables, indicators, and research results, such taxes should be applied with great caution, as based on the current economic realities and welfare of society, it can be said that any new tax base until the relative stabilization of the economy and inflation control would result in reducing the consumption of low-income consumers in favor of the government, leading to more unjustified inflation.

Keywords: Financial Services, Economic Growth, Social Welfare, Taxes, Computable General Equilibrium Model
JEL Classification: C68, F43, G21, H21

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۱۴۴-۱۱۹

بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز بر گردشگری در ایران: شواهدی از رویکرد NARDL

بهنام الیاس‌پور[۱]
نرگس سنجری کنارصندل[۲]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۳/۱۸ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۶/۶

چکیده

امروزه، توسعهٔ گردشگری مورد توجه برنامه‌ریزان اقتصاد دولتی و خصوصی همهٔ کشورها قرار گرفته است. توسعه صنعت گردشگری برای کشورهای در حال توسعه که با معضلاتی همچون نرخ بیکاری بالا، محدودیت منابع ارزی و اقتصاد تک‌محصولی مواجه اند، دارای اهمیت فراوانی است. در کشورهایی که برای توسعهٔ اقتصادی با محدودیت منابع داخلی روبه‌رو هستند، استفاده از منابع خارجی برای سرمایه‌گذاری و افزایش درآمدهای گردشگری، امری ضروری است. لذا باتوجه به اهمیت موضوع، در پژوهش حاضر نیز همگام با مطالعات دیگر، قصد داریم تا به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی و نرخ ارز بر گردشگری در ایران، طی بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۱ بپردازیم. برای این منظور، از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شده، و نتایج، حاکی از تأثیر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر گردشگری بوده؛ به‌طوری‌که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیر تغییرات مثبت و منفی متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر گردشگری، و نیز تأثیر نرخ ارز بر گردشگری، مثبت و معنی‌دار است.

واژگان کلیدی: گردشگری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز، روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی
طبقه‌بندی JEL: Z39, F21, F31, C50

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه بجنورد (نویسنده مسؤول) elyaspour@ub.ac.ir
۲. دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد از دانشگاه بجنورد narges.sanjari93@gmail.com

۱. مقدمه

گردشگری، پدیده‌ای اجتماعی-اقتصادی است که با تصمیم اقتصادی درمورد نحوهٔ استفاده از اوقات فراغت و پس‌انداز آغاز می‌شود و دارای جنبه‌های اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری، مصرف، اشتغال، صادرات و درآمد دولت است. از زمان آغاز تمدن، گردشگری به علت کنجکاوی مردم برای دیدن مکان‌های گوناگون پدید آمده و از دههٔ ۱۹۵۰ به‌سرعت توسعه یافته و به‌طور گسترده‌ای در مسافت‌های طولانی گسترش یافته است. گردشگری که درحال‌حاضر تبدیل به رویدادی هزینه بر و اجتماعی شده، تأثیرات اقتصادی و سیاسی قابل توجهی بر اقتصاد کشور بویژه روابط بین‌المللی اقتصادی و سیاسی دارد. هم اکنون، گردشگری یکی از عوامل تأمین درآمد در اقتصاد جهانی شده، و درحال تبدیل به عامل مهمی برای سرمایه‌گذاری‌ها و توسعه کشورها است. توسعهٔ این صنعت در کشورهای درحال‌توسعه، مانند ایران که با مشکلاتی همچون بیکاری، کمبود منابع ارزی و اقتصاد تک‌محصولی مواجه‌اند، اهمیت فراوانی‌دارد (تمیزی و شهبازی، ۱۳۹۷).

در واقع صنعت گردشگری، یکی از صنایع مهم در دهه‌های اخیر، به‌سرعت درحال توسعه است و به رشد اقتصادی، بویژه در کشورهای گردشگرپذیر آسیا، کمک فراوانی می‌کند (مارتینز و همکاران[1]، ۲۰۱۷).

گردشگری، ارتباط تنگاتنگی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد، زیرا توسعه گردشگری، نیاز مبرمی به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش گردشگری دارد. بین المللی شدن، پدیده‌ای است که گردشگری را به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مرتبط می‌کند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، به تأمین مالی، انتقال فناوری، توسعه زیرساخت‌ها، ایجاد اشتغال و رشد اقتصادی کمک می‌کند. در کنار تعدادی از مزایایی که سرمایه‌گذاری‌مستقیم خارجی در کشور میزبان به ارمغان می‌آورد، نقش برجسته‌ای نیز، در توسعهٔ صنعت گردشگری دارد (خوشنویس یزدی و همکاران[2]، ۲۰۱۷).

صنعت گردشگری نیز، مانند بسیاری از صنایع دیگر، با نوسانات بازار ارز دچار آشفتگی شده است. این آشفتگی در بازار جهانگردی، بسیار قابل رؤیت‌تر از دیگر صنایع‌است، زیرا صنعت جهانگردی در ارتباط کاملاً مستقیم با تغییرات نرخ ارز قرار دارد. چه مسافرانی که از ایران به سمت خارج قصد عزیمت دارند و چه جهانگردانی که خواهان سفر به ایران‌اند، باید پول خود را به ارزهای دیگر تبدیل کنند و همین موضوع نیز بر تأثیر نوسانات ارزی در بازار گردشگری می‌افزاید. پایین بودن نرخ واقعی ارز در سال‌های قبل از ۱۳۹۰، باعث شده بود که مقاصد گردشگری خارجی برای گردشگران داخلی ارزان تمام شود و مسافرت به خارج در طی این سال‌ها افزایش یابد. افزایش نرخ اسمی ارز و درنتیجه افزایش نرخ واقعی آن در سال‌های اخیر، باعث جذب فوق‌العادهٔ گردشگر خارجی شده، زیرا ایران مقصد ارزانی برای این‌گردشگران به‌شمار می‌رود (نیازی و رضایی، ۱۳۹۴).

1. Martins *et al*. (2017)

2. Khoshnevis Yazdi *et al*. (2017)

در واقع کشور ایران، یکی از کشورهای مهم جهان از نظر تنوع و تعدد جاذبه‌های گردشگری به شمار می‌آید، به گونه‌ای که ایران را جزو ۱۰ کشور برتر دنیا می‌دانند (پناهی و همکاران، ۱۳۹۶)؛ اما باوجوداین، هنوز نتوانسته است جایگاه واقعی خود را در دنیا به‌دست آورد (محنت‌فر، ۱۳۹۵). در ایران صنعت گردشگری آن چنان که باید و شاید، گسترش و توسعه نیافته، و با وجود اینکه در تمامی برنامه‌های توسعه سالیان اخیر، به رهایی از اقتصاد تک محصولی متکی بر صادرات نفت تأکید شده، اما در مقام عمل، موفقیت چندانی در این زمینه به‌دست نیامده است. مطابق با سند چشم‌انداز بیست ساله جمهوری اسلامی ایران، ضرورت دارد که سهم ایران از شمار گردشگران جهانی، به ۱/۵درصد در سال ۱۴۰۴ افزایش یابد. طبق سند چشم انداز، سهم ایران از درآمد گردشگری جهانی باید به ۲ درصد در سال ۱۴۰۴ افزایش یابد؛ به گونه‌ای که کشور ایران در سال ۱۴۰۴ سالانه نزدیک به ۲۵ میلیارد دلار از محل گردشگر ورودی، درآمد کسب نماید، اما روند کنونی، به هیچ عنوان رضایت‌بخش نیست و راه دشوار ایران برای دستیابی به ۲ درصد از درآمد جهانی گردشگر را نمایان می‌سازد. لذا توجه به اهداف سند چشم‌انداز در این راستا، می‌تواند عامل مهمی برای شتاب بخشیدن به آهنگ رشد و توسعه را فراهم نماید (نرگسی و همکاران، ۱۳۹۷).

در واقع، گردشگری برای حفظ اقتصاد در مسیر رشد بسیار مهم است، زیرا باعث افزایش درآمد سرانه، ایجاد درآمدهای مالیاتی، کاهش بیکاری و بهبود زیرساخت‌های کشور می‌شود و فعالیت‌های تجاری را با تشویق بخش خصوصی افزایش می‌دهد، سرمایه‌گذاری خارجی را تحریک می‌کند و ذخایر خارجی را افزایش می‌دهد و در نتیجه، استاندارد زندگی در کشور را بهبود می‌بخشد (حبیبی[1]، ۲۰۱۷).

برای دولت‌ها، سرمایه‌گذاران و سایر سهامداران، ضروری است تا قبل از سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌ها از قبیل هتل‌ها، مراکز خرید، راه‌ها و پل‌ها، تقاضای گردشگری برای کشورها یا مناطق مربوط در کشور خود را برآورد کنند، چون این امر، به مقدار زیادی سرمایه‌گذاری نیاز دارد تا کشور را برای مردم سراسر جهان جذاب سازد (میو و همکاران[2]، ۲۰۱۸).

با توجه به اینکه توسعه صنعت گردشگری برای کشورهای در حال توسعه مانند ایران که با معضلاتی همچون نرخ بیکاری بالا، محدودیت منابع ارزی و اقتصاد تک‌محصولی مواجه هستند، دارای اهمیت فراوانی می باشد، هدف اصلی این پژوهش، بررسی تأثیر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز بر گردشگری در ایران است.

برای این منظور، از داده‌های سالانه طی بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۱ و از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[3] (NARDL) استفاده شده است. ازاین رو، سازماندهی این مقاله به این صورت خواهد بود که بعد از مقدمه در قسمت دوم، به ادبیات موضوع و در قسمت سوم، به ارائهٔ الگوی

1. Habibi (2017)
2. Meo *et al*. (2018)
3. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)

پژوهش پرداخته می‌شود. در قسمت چهارم، برآورد الگو و تحلیل نتایج ارائه خواهد شد و در قسمت پایانی پژوهش، جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

در مطالعه حاضر، رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز با تعداد گردشگر ورودی به ایران بررسی می‌شود. برای درک بهتر موضوع، بخش مبانی نظری به چهار قسمت تقسیم شده است. در قسمت اول، رابطه بین سرمایه‌گذاری‌مستقیم خارجی و گردشگری مورد بررسی قرار گرفته است؛ در قسمت دوم، به بررسی رابطه میان نرخ ارز با گردشگری پرداخته شده است؛ در قسمت سوم، روابط بین متغیر کنترل و گردشگری مورد بررسی قرار گرفته است و قسمت آخر، به بررسی رابطه بین متغیر مجازی با گردشگری اختصاص دارد.

۲-۱-۱. رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با گردشگری

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری ای است که برای دستیابی به منافع و کنترل در کسب و کارها در خارج از کشور انجام می‌شود. این سرمایه‌گذاری فرامرزی به شرکت مادر اجازه می‌دهد تا کنترل شرکت خارجی را در دست بگیرد (صدیقی و صدیقی[1]، ۲۰۱۹). گردشگری به دلایلی، به یکی از صنایع مهم در اکثر کشورها تبدیل شده است. امروزه، بسیاری از کشورها به گردشگری به‌عنوان وسیله‌ای برای کسب درآمد صادراتی، ایجاد شغل، ارتقاء تنوع اقتصادی و ارتقاء عملکرد بخش خدمات نگریسته‌اند.

تأسیسات صنعت گردشگری، بسیار سرمایه‌بر است؛ زیرا شامل ساخت استراحتگاه‌ها، هتل‌ها، رستوران‌ها، مراکز خرید، مکان‌های تفریحی، مهمان‌خانه‌ها و تجهیزات می‌شود. در اکثر کشورهای در حال توسعه، کمبود سرمایه، مانع اصلی توسعه بخش گردشگری است. در نتیجه، این کشورها به‌طور فزاینده‌ای به دنبال سرمایه‌گذاران خارجی برای تأمین سرمایه مورد نیاز برای کمک به توسعه صنعت گردشگری هستند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مهمترین منبع پویایی در صنعت گردشگری بوده است. هدف سرمایه‌گذاری‌مستقیم خارجی در صنعت توریسم، نه تنها جذب سرمایه مالی از خارج، بلکه جذب سرمایه انسانی، مانند کارآفرینان و همچنین امتیازهای بین‌المللی برای بازاریابی و توسعه جاذبه‌های محلی است (راوینتیراکوماران و همکاران[2]، ۲۰۱۹).

اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در گردشگری، ممکن است با توجه به ویژگی‌های کشورها، بافت تاریخی و ویژگی‌های شرکت‌ها متفاوت باشد (خوشنویس‌یزدی و همکاران، ۲۰۱۷)؛ به گونه‌ای که تعدادی از محققان، رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و گردشگری را مثبت یافته (چن[3]،

1. Siddiqui and Siddiqui (2019)
2. Ravinthirakumaran *et al*. (2019)
3. Chen (2017)

۲۰۱۷؛ کاتریچی اوغلو[1]، ۲۰۱۱؛ کائور و سارین[2]، ۲۰۱۶؛ کومار[3]، ۲۰۱۴؛ نونکو و سیتاناه[4]، ۲۰۱۸؛ اوهلان[5]، ۲۰۱۷، عثمان و همکاران[6]، ۲۰۱۲؛ پریک و رادیچ[7]، ۲۰۱۵؛ راوینتیراکوماران و همکاران، ۲۰۱۹؛ صالح و همکاران[8]، ۲۰۱۵؛ صمیمی و همکاران[9]،۲۰۱۳؛ ساتروویک و موسلیجا[10]،۲۰۱۸)؛ در حالی که برخی از محققان مانند صدیقی و صدیقی (۲۰۱۹)، هیچ ارتباطی بین این دو متغیر پیدا نکرده‌اند.

به این ترتیب، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، می‌تواند نقش مهمی در توسعه صنعت گردشگری بویژه در کشورهای در حال‌توسعه، با فراهم نمودن سرمایه و زیرساخت‌های مورد نیاز مانند فرودگاه‌های بین‌المللی، بزرگراه‌ها، هتل‌ها و فن‌آوری‌های مدرن که مربوط به توسعه گردشگری هستند، ایفا کند. از این رو، اغلب دولت‌ها در کشورهای در حال توسعه، اغلب بالاترین اولویت را برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای توریسم بیشتر و رشد اقتصادی قرار می‌دهند (اندرگاسن و کاندلا[11]، ۲۰۱۳) و بنابراین، یک رابطه علی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و گردشگری وجود دارد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باعث بهبود کیفیت خدمات می‌شود و سپس تعداد گردشگران بین‌المللی افزایش می‌یابد (سلواناتان و همکاران[12]، ۲۰۱۲).

۲-۱-۲. رابطه نرخ ارز با گردشگری

اصولاً نوسانات نرخ ارز بر تمامی فعالیت‌های اقتصادی اثرگذار است. با این حال، شدت و ضعف این تأثیرات، بستگی به میزان تعاملات هر بخش با اقتصاد جهانی دارد. صنعت گردشگری نیز، هم از جنبهٔ گردشگری خارجی و هم، از جنبهٔ گردشگری داخلی، از این موضوع متأثر می‌شود (تمیزی و شهبازی، ۱۳۹۷). تقاضای بخش گردشگری در سال‌های اخیر در سراسر جهان، رو به افزایش بوده است. افزایش گردشگری به ارزش پول کشور میزبان نیز بستگی دارد. کاهش ارزش پول ملی یک کشور، باعث می‌شود که یک کشور، گردشگران بیشتری را جذب کند، زیرا گردشگری برای آنها هزینه کمتری دارد (منیر و افتخار[13]، ۲۰۲۱). درواقع، کاهش ارزش پول ملی یک کشور، به کاهش هزینه‌های کلی

1. Katricioglu (2011)
2. Kaur and Sarin (2016)
3. Kumar (2014)
4. Nunkoo and Seetanah (2018)
5. Ohlan (2017)
6. Othman *et al*. (2012)
7. Perić and Radıć (2015)
8. Salleh *et al*. (2015)
9. Samimi *et al*. (2013)
10. Satrovic and Muslija (2018)
11. Andergassen and Candela (2013)
12. Selvanathan *et al*. (2012)
13. Munir and Iftikhar (2021)

گردشگری برای خارجی‌هایی منجر می‌شود که مایل به بازدید از کشور هستند. در نتیجه، ورود گردشگران به کشور به سرعت افزایش می‌یابد (دی ویتا و کیاو[1]، ۲۰۱۳).

۳-۱-۲. رابطه متغیر کنترل با گردشگری

در مطالعه حاضر، از متغیر کنترل (تورم) نه تنها برای تحلیل حساسیت، بلکه برای ارزیابی رابطه فردی آن با گردشگری استفاده می‌شود. در واقع تورم، معضل اقتصادی مهمی در کشورهای در حال توسعه مانند ایران است. مردم به خوبی تأثیر منفی تورم را بر رفاه اقتصادی و کاهش قدرت خرید خود درک می‌کنند و خواستار مهار قیمت‌ها و ثبات درآمد واقعی خود هستند (دادگر و همکاران، ۱۳۸۵). سطح بالای تورم، به هزینه‌های بالای زندگی و سفر منجر می‌گردد که باعث کاهش ورود گردشگران اعم از خارجی و داخلی می‌شود. علاوه بر این، یافته‌های تجربی رالستون[2] (۱۹۹۹)، تانگ و لین[3] (۲۰۰۷) و تلس[4] (۲۰۰۴) نیز حاکی از آن است که افزایش تورم، افزایش هزینه‌های زندگی را در پی دارد که در نهایت، به کاهش قدرت خرید منجر می‌شود و همه اینها تأثیر منفی بر ورود گردشگران می‌گذارند.

۴-۱-۲. متغیر تحریم‌های اقتصادی

از آنجا که ثبات اقتصادی در کشور برای گردشگران ورودی حائز اهمیت است، بنابراین اعمال تحریم‌های اقتصادی که به بی‌ثباتی اقتصادی در کشور منتهی می‌گردد، و کاهش ورود گردشگران بین‌المللی به کشور را به دنبال دارد و بنابراین ع،لامت مورد انتظار این متغیر، منفی در نظر گرفته می‌شود.

۲-۲. مطالعات پیشین

۱-۲-۲. مطالعات خارجی

خوشنویس یزدی و همکاران (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گروه میانگین ترکیبی پانل (PMG-ARDL)، به بررسی روابط علیت بین توسعه گردشگری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر گردشگری بین المللی با استفاده از داده‌های تابلویی ۲۷ کشور طی سال‌های۲۰۱۴-۱۹۹۵، پرداختند. نتایج نشان داد که رابطه علیت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و گردشگران ورودی و رابطه علیت دو طرفه بین نرخ ارز واقعی، باز بودن تجاری و گردشگران ورودی، وجود ندارد.

میو و همکاران (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی، به بررسی تأثیر نامتقارن قیمت نفت، نرخ ارز و تورم بر تقاضای گردشگری در پاکستان

1. De Vita and Kyaw (2013)
2. Ralston (1999)
3. Tang and Lean (2007)
4. Teles (2004)

طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج، حاکی از آن است که در بلندمدت، تأثیر انتشار دی اکسید کربن بر تقاضای گردشگری، منفی است؛ در حالی که کیفیت سازمانی با تقاضای گردشگری، ارتباط مثبت داشت. علاوه‌بر این، یافته‌های این مطالعه نشان داد که در بلندمدت، رابطه بین قیمت نفت، نرخ ارز، تورم و تقاضای گردشگری، نامتقارن است.

صدیقی و صدیقی (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری[1] (VECM)، به بررسی علیت بین گردشگری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در پاکستان طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۷۹ پرداختند. نتایج، نشان دهنده وجود علیت بلندمدت از گردشگری، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، تورم و باز بودن تجاری به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در پاکستان است. نتایج آزمون علیت گرنجر VECM، بیانگر علیت کوتاه‌مدت یک‌طرفه است که از گردشگری به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از تولید ناخالص داخلی به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از تورم به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از باز بودن تجاری به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، از تولید ناخالص داخلی به گردشگری، از تورم به گردشگری و از گردشگری به تجارت می‌شود. همچنین علیت دو طرفه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز، یافت شد؛ درحالی‌که در کوتاه‌مدت هیچ رابطه‌ای بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با گردشگری پیدا نشد.

راوینتیراکوماران و همکاران (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، به بررسی رابطه بین گردشگری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۷۸ پرداختند. نتایج، نشان داد که بین گردشگری و تعدادی از متغیرها مانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز، قیمت گردشگری و جنگ داخلی کشور، رابطه تعادلی معناداری در بلندمدت وجود دارد. نتایج همچنین نشان داد که روابط علی یک طرفه از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به گردشگری و قیمت گردشگری به گردشگری، در بلندمدت و کوتاه‌مدت وجود دارد.

تانگ (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی (OLS)، به بررسی تأثیر سیاست نرخ ارز بر تعداد گردشگران خارجی ورودی به ویتنام طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۶ پرداخت. نتایج، نشان داد که نرخ ارز، رابطه مثبتی با تقاضای گردشگران خارجی داشته است. علاوه بر این، آزمون علیت گرنجر، وجود رابطه علی یک طرفه بین نرخ ارز و تعداد گردشگران خارجی را تأیید کرد.

منیر و افتخار (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه ARDL خطی و ARDL غیرخطی، به بررسی تأثیر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز بر گردشگری در کشورهای جنوب آسیا و با استفاده از داده‌های پانل سالانه پنج کشور آسیای جنوبی شامل بنگلادش، هند، نپال، پاکستان و سری‌لانکا از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۹ پرداختند. نتایج نشان داد که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و افزایش نرخ ارز، گردشگران را تحت تأثیر قرار می‌دهد،

1. Vector Error Correction Model

در حالی که کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کاهش نرخ ارز، موجب گسترش گردشگری در بلندمدت می‌شود. همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز در بلندمدت، رابطه نامتقارن با گردشگری در کشورهای جنوب آسیا دارند. به‌علاوه، نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کوتاه‌مدت، تأثیر نامتقارن بر گردشگری بنگلادش، هند، پاکستان و سریلانکا دارد، در حالی که نرخ ارز در کوتاه‌مدت، تأثیر نامتقارن بر گردشگری بنگلادش، هند، نپال و پاکستان دارد.

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

بهبودی و باستان (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی (Panel-VAR)، به بررسی رابطه علی بین تعداد گردشگر خارجی و میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای کشورهای درحال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج، حاکی از آن است که در کشورهای درحال توسعه مانند ایران، فقط از طرف تعداد گردشگر به سوی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رابطه علیت وجود دارد، به‌طوری‌که هر چه میزان گردشگر وارد شده به این کشورها بیشتر باشد، میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر می‌شود.

خوشنویس یزدی و غمامی (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی، به بررسی برآورد تابع تقاضای خارجیان برای گردشگری در ایران و اندازه‌گیری میزان تأثیرگذاری متغیرهای تولید ناخالص جهانی، نرخ ارز رسمی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و قیمت نفت بر تقاضای گردشگری در ایران طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۷ پرداختند. نتایج، حاکی از آن است که در بلندمدت، اثر متغیرهای تعداد گردشگر خارجی وارد شده به ایران، قیمت نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید ناخالص داخلی جهانی، بر تقاضای گردشگری ایران، مثبت و معنادار بوده؛ اما تأثیر متغیر نرخ ارز، منفی و معنادار است.

محنت‌فر (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، در یک نمونه شامل ۲۳ کشور طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۸، به بررسی اثر درآمدهای گردشگری به‌همراه سایر متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخت. نتایج، نشان داد که اثر درآمدهای گردشگری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مثبت و معنی‌دار است.

پناهی و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، به بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر ترازپرداخت گردشگری ایران در بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج نشان داد که منحنی جی در ترازپرداخت گردشگری ایران وجود داشته است؛ به این مفهوم که با شوک وارد شده بر نرخ ارز بعد از شش دوره وخامت، ترازپرداخت گردشگری بهبود یافته و درآمد حاصل از این صنعت، بیش از هزینه‌های آن شده است. همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس تابع صادرات، تابع واردات و ترازپرداخت گردشگری، نشان می‌دهد که عمده تغییرات تابع صادرات، ناشی از تغییرات نرخ ارز بوده، به‌طوری که ۰/۸۹ تغییرات تابع صادرات، ناشی از تغییرات نرخ ارز، و تغییرات تابع واردات نیز عمدتاً ناشی از تغییر نرخ ارز بوده و ۰/۲۴۹ تغییرات واردات گردشگری توسط

تغییرات نرخ ارز توضیح داده می‌شود. همچنین ترازپرداخت گردشگری نسبت به تغییرات درآمد ایران، حساسیت بسیاری دارد؛ به‌طوری که ۰/۳۹۵ تغییرات ترازپرداخت، ناشی از تغییرات درآمد داخل کشور است.

تمیزی و شهبازی (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بخش گردشگری ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۰پرداختند. نتایج حاصل از این برآورد، حاکی از آن است که بین نوسانات نرخ ارز و گردشگران ورودی به ایران، رابطهٔ معنی‌دار و منفی وجود دارد. همچنین بین نوسانات نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده، رابطهٔ معنی‌دار و مثبت وجود دارد.

با بررسی مطالعات انجام شده در ارتباط با گردشگری، می‌توان مشاهده کرد که هیچیک از مطالعات، به بررسی اثر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر گردشگری در ایران نپرداخته‌اند و مطالعه حاضر از این منظر، گامی در جهت توسعه ادبیات مربوط به گردشگری در ایران برداشته است.

۳. روش‌شناسی تحقیق و ارائهٔ الگوی پژوهش

الگوی خودرگرسیونی باوقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده شده در این پژوهش، یک تکنیک جدید برای شناسایی روابط غیرخطی و نامتقارن میان متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. این روش در واقع، تکنیک گسترش یافته الگوی ARDL خطی است که توسط شین و همکاران (۲۰۱۴) ارائه شده است. این روش مانند الگوی ARDL ، نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد (لعل‌خضری و صمیمی، ۱۳۹۹)؛ از جمله اینکه در این روش، می‌توان بدون توجه به اینکه تمام متغیرها همجمع از درجه یک I(1) و یا ترکیبی از درجه صفر I(0) و یک I(1)باشند، مدل را برآورد نمود (پسران و همکاران، ۲۰۰۱).

با استفاده از این روش، می‌توان اثرات نامتقارن متغیر مستقل را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کرد (طرازکار و زین‌الدین، ۱۳۹۸). روابط نامتقارن می‌تواند تنها در کوتاه‌مدت یا بلندمدت و یا در هر دو، وجود داشته باشد و لذا تأثیر شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته به تفکیک کوتاه‌مدت و بلندمدت، قابل بررسی است (آریز و مالیندرتوس[1]، ۲۰۱۷).

مدل تحقیق در این مطالعه برای بررسی اثرات نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر گردشگری، برگرفته از مطالعهٔ منیر و افتخار (۲۰۲۱) به‌صورت زیر است. در ضمن از آنجا که تحریم، یکی از عوامل تأثیرگذار بر اقتصاد ایران در دوره‌های مختلف و به تبع آن، بر تعداد گردشگر ورودی به ایران می‌باشد، بنابراین در این مطالعه، متغیر تحریم به‌عنوان یک متغیر مهم به مدل مطالعه اضافه شده است.

$$TR = f(FDI, ER, INF, SAN) \qquad (۱)$$

1. Arize & Malindretos (2017)

که در آن، متغیرها عبارتند از: TR (تعداد گردشگر ورودی)، FDI (سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی)، ER (نرخ ارز واقعی)، INF (نرخ تورم) و SAN (شاخص تحریم). در فرایند برآورد الگو، داده‌های این پژوهش، از منابع بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول به‌صورت سالانه طی بازه زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۱ استخراج، و داده‌های مربوط به شاخص تحریم، از مطالعه ایرانمنش و همکاران (۱۴۰۰) گرفته شده است.

در ادامه، می‌توان مدل تحقیق را در قالب الگوی NARDL، به‌صورت زیر تصریح کرد.

$$TR = \beta_0 + \beta_1 FDI_t^+ + \beta_2 FDI_t^- + \beta_3 ER_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 SAN + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن:

$$FDI_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta FDI_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta FDI_j, 0)$$
$$FDI_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta FDI_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta FDI_j, 0) \quad (۳)$$

در مدل فوق، β_1 پارامترهای بلندمدتِ متغیر FDI_t^+ و β_2 پارامترهای بلندمدتِ متغیر FDI_t^- است. اگر β_1 مثبت باشد، به این معنی است که FDI_t^+ رابطه مثبتی با متغیر درونزا دارد و بالعکس. در صورتی که اگر β_2 مثبت باشد، به شکل معکوس تفسیر می‌شود؛ به این معنی که FDI_t^- رابطه منفی با متغیر درونزا دارد و بالعکس. همچنین β_3، β_4، β_5، به ترتیب، پارامترهای بلندمدت متغیرهای SAN، INF و ER در مدل هستند.

باتوجه به توضیحات فوق و برای تعریف مدل استاندارد NARDL، می‌توان رابطه (۳) را در قالب فرم تصحیح خطای نامقید به‌صورت زیر بازنویسی کرد.

$$\Delta TR_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta TR_{t-i} + \sum_{i}^{p} (\delta_i^+ \Delta FDI_{t-i}^+ + \delta_i^- \Delta FDI_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta ER_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta INF_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta SAN_{t-i} + \lambda_1 TR_{t-1} + \lambda_2 FDI_{t-1}^+ + \lambda_3 FDI_{t-1}^- + \lambda_4 ER_t + \lambda_5 INF_{t-1} + \lambda_6 SAN + \varepsilon_t \quad (۴)$$

در ادامه، می‌توان از آزمون والد برای بررسی عدم‌تقارن‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده کرد. برای بررسی وجود روابط غیرخطی بلندمدت، فرضیه صفر به‌صورت زیر آزمون می‌گردد.

$$H_0 : \beta^+ = \beta^-$$

که در آن:

$$\beta^- = -\lambda_3 / \lambda_1 \quad \text{و} \quad \beta^+ = -\lambda_2 / \lambda_1$$

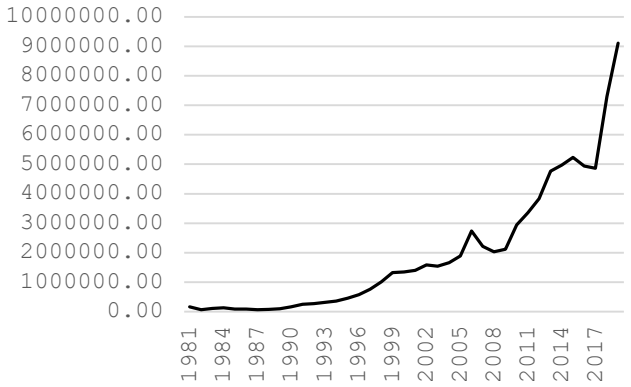
همچنین بررسی وجود تقارن کوتاه‌مدت با آزمون فرضیهٔ صفر زیر میسر می‌گردد.

$$H_{\cdot}: \sum_{i=1}^{p} \delta_i^{+} = \sum_{i=1}^{p} \delta_i^{-}$$

در نهایت، از آزمون F باند با فرضیه صفر عدم وجود همجمعی در مدل، برای بررسی وجود رابطه بلندمدت در متغیرهای مدل استفاده می‌شود.

۴. بررسی تعداد گردشگران خارجی وارده به ایران

پیش از برآورد الگوی پژوهش معرفی شده در بخش قبلی، در این قسمت، تعداد گردشگران خارجی وارده به کشور طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۸۱ مورد بررسی قرار می‌گیرد.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱: تعداد گردشگران خارجی وارده به ایران

نمودار (۱)، تعداد گردشگران خارجی وارده به ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۸۱ را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می شود، از سال ۱۹۹۰ تعداد ورود گردشگران خارجی به ایران روندی صعودی داشته اما در دو مقطع که تحریم‌های اقتصادی بر کشور اعمال شده، ورود گردشگران خارجی به داخل کاهش پیدا کرده، که مقطع اول، مربوط به اعمال تحریم‌های دولت جورج بوش و شورای امنیت سازمان ملل در سال ۲۰۰۶، و مقطع دوم، مربوط به اعمال تحریم‌های اقتصادی دولت اوباما و اتحادیه اروپا علیه ایران در سال ۲۰۱۲ است.

۵. برآورد الگو و تحلیل نتایج

قبل از انجام آزمون همجمعی، باید درجه انباشتگی متغیرها مشخص شود؛ زیرا اگر متغیرهای مورد بررسی، انباشته از درجه دو یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و همکاران

(۲۰۰۱)، به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت در مدل، قابل اعتماد نیست (آنگ[1]، ۲۰۰۷). در این مطالعه، متغیرهای مورد بررسی، با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته[2] (ADF) و آزمون زیووت- اندروز مورد آزمون قرار گرفته و درجه جمعی آنها مشخص می‌شود.

جدول (۱)، نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها و جدول (۲)، نتایج آزمون زیووت- اندروز را نشان می‌دهد. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته، نشان می‌دهد که تمامی متغیرها بجز متغیر نرخ تورم، در سطح ناپایا بوده و با یک بار تفاضل گیری پایا شده‌اند و از این رو، در آزمون دیکی- فولر، همه متغیرهای الگو بجز نرخ تورم، انباشته از مرتبه یک هستند. همچنین نتایج آزمون ریشه واحد زیووت - اندروز نشان می‌دهد، متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ تورم، در سطح پایا هستند و متغیرهای تعداد گردشگر ورودی، نرخ ارز واقعی و شاخص تحریم، با یک بار تفاضل‌گیری، پایا شده‌اند و بنابراین، در آزمون زیووت- اندروز، متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ تورم، انباشته از مرتبه صفر و بقیه متغیرها، انباشته از مرتبه یک هستند.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

نام متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند			نتیجه	با عرض از مبدأ و روند			نتیجه
	مقدار محاسباتی	مقدار بحرانی*	احتمال		مقدار محاسباتی	مقدار بحرانی*	احتمال	
TR	۲/۳۰۲	-۲/۹۴۳	۰/۹۹۹۹	ناپایا	-۰/۱۷۵	-۳/۵۳۶	۰/۹۹۱	ناپایا
DTR	-۳/۳۴۲	-۲/۹۴۵	۰/۰۲۰۲	پایا	-۴/۶۸۹	-۳/۵۴۴	۰/۰۰۳	پایا
FDI	-۱/۶۵۸	-۲/۹۴۳	۰/۴۴۳	ناپایا	-۳/۱۰۰	-۳/۵۳۶	۰/۱۲۱	ناپایا
DFDI	-۵/۳۱۸	-۲/۹۴۵	۰/۰۰۰	پایا	-۵/۱۵۶	-۳/۵۴۰	۰/۰۰۰	پایا
ER	۰/۲۹۲	-۲/۹۶۷	۰/۹۷۳	ناپایا	-۲/۳۶۷	-۳/۵۸۰	۰/۳۸۷	ناپایا
DER	-۳/۶۸۶	-۲/۹۷۱	۰/۰۱۰	پایا	-۳/۶۶۶	-۳/۵۸۰	۰/۰۴۲	پایا
INF	-۳/۵۶۵	-۲/۹۴۳	۰/۰۱۱	پایا	-۳/۵۴۶	-۳/۵۳۶	۰/۰۴۸	پایا
SAN	-۱/۴۵۱	-۲/۹۴۵	۰/۵۴۶	ناپایا	-۳/۴۳۳	-۳/۵۳۶	۰/۰۶۲۳	ناپایا
DSAN	-۳/۶۱۶	-۲/۹۴۵	۰/۰۱۰۳	پایا	-۳/۵۶۴	-۳/۵۴	۰/۰۴۷۵	پایا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Ang (2007)
2. Augmented Dicky Fuller

جدول ۲: نتایج آزمون زیووت- اندروز

نام متغیر	وضعیت	سال شکست	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه
TR	با عرض از مبدأ	۲۰۱۲	-۱/۱۶۷	-۴/۸	ناپایا
	با عرض از مبدأ و روند	۲۰۰۹	-۲/۸۴۹	-۵/۰۸	ناپایا
DTR	با عرض از مبدأ	۲۰۱۲	-۵/۵۵۶	-۴/۸	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	۲۰۰۳	-۵/۸۶۲	-۵/۰۸	پایا
FDI	با عرض از مبدأ	۲۰۰۲	-۶/۶۸	-۴/۸	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	۲۰۰۲	-۶/۲۶۲	-۵/۰۸	پایا
ER	با عرض از مبدأ	۲۰۰۱	-۳/۰۲۸	-۴/۸	ناپایا
	با عرض از مبدأ و روند	۲۰۱۳	-۳/۴۵۸	-۵/۰۸	ناپایا
DER	با عرض از مبدأ	۲۰۱۱	-۶/۴۷۵	-۴/۸	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	۲۰۰۰	-۶/۹۵۳	-۵/۰۸	پایا
INF	با عرض از مبدأ	۲۰۰۰	-۵/۰۹۲	-۴/۸	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	۱۹۹۹	-۵/۰۸۷	-۵/۰۸	پایا
SAN	با عرض از مبدأ	۲۰۰۷	-۵/۲۲۴	-۴/۸	پایا
	با عرض از مبدأ و روند	۲۰۰۷	-۴/۸۵۱	-۵/۰۸	ناپایا
DSAN	با عرض از مبدأ و روند	۲۰۰۷	-۵/۱۳۷	-۵/۰۸	پایا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پیش از برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها، باید امکان وجود رابطه بلندمدت بین آنها، مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور، می‌توان از آزمون کرانه‌های باند استفاده کرد. فرض صفر در آزمون کرانه‌ها، مبین عدم وجود رابطه بلندمدت است. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ها در جدول (۳) ملاحظه می گردد. باتوجه به اینکه مقدار آماره آزمون کرانه‌ها، از مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول (۳) بیشتر است، فرض صفر رد می‌شود و در نتیجه، بین متغیرها، رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۳: نتایج آزمون همجمعی کرانه‌های پسران و همکاران

آمارهF	کرانه بالا	کرانه پایین	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
۲۷/۳۷۳	۳/۹۹	۲/۸۸	۱٪	وجود همجمعی و رابطه بلندمدت
	۳/۲۸	۲/۲۷	۵٪	
	۲/۹۴	۱/۹۹	۱۰٪	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، به‌منظور انجام آزمون عدم‌تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت، از آزمون والد، استفاده، و نتایج حاصل از آزمون عدم تقارن در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج حاصل از آزمون والد

	کوتاه‌مدت		بلندمدت	
متغیر	آماره F	prob	آماره F	prob
FDI	۴۹/۲۴	۰/۰۰۰	۱۶۰/۵۶۹	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه مقدار آماره آزمون F مربوط به آزمون والد برای متغیر FDI (سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، برابر ۴۹/۲۴ و ۱۶۰/۵۶۹ است، فرضیه صفر مبنی بر اثر متقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر گردشگری رد می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که اثر متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بر متغیر گردشگری نامتقارن است.

با مشخص شدن وجود رابطه بلندمدت و تأیید اثر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر گردشگری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، برآورد نهایی الگوی NARDL انجام می‌گیرد. نتایج حاصل از برآورد الگوی NARDL کوتاه‌مدت و بلندمدت، در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵: نتایج حاصل از برآورد الگوی NARDL

نتایج کوتاه‌مدت				
نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
TR(-1)	۰/۳۸۸	۰/۱۲	۳/۲۴۴	۰/۰۰۳
FDI-POS	۰/۰۱۳	۰/۰۰۴	۳/۰۸۸	۰/۰۰۵
FDI-NEG	۰/۰۴۶	۰/۰۰۹	-۴/۹۶۴	۰/۰۰۰
SAN	-۳۸۵/۵۱۴	۹۹/۸۹	-۳/۸۶	۰/۰۰۰
SAN(-1)	۴۳/۴	۱۲۵/۱	۰/۳۵	۰/۷۳۱
SAN(-2)	۳۶۷/۱	۱۳۲/۵۸	۲/۷۷	۰/۰۱
SAN(-3)	-۲۱۸/۶۵	۸۶/۱۴	-۲/۵۴	۰/۰۱۷
ER	۰/۰۳۱	۰/۰۱۱	۲/۷۹	۰/۰۱
INF	-۷۳/۲۹	۱۵/۶۳	-۴/۶۹	۰/۰۰۰
C	۲۶۱/۲۵۶	۴۹۳/۱۸۱	۰/۵۳	۰/۶۰۱
R-bar-square	۰/۹۹			
F-statistic	۳۶۶/۶۷۶			
Prob (F-statistic)	۰/۰۰۰			
نتایج بلندمدت				
FDI-POS	۰/۰۲۲	۰/۰۰۸	۲/۷۸	۰/۰۱
FDI-NEG	۰/۰۷۶	۰/۰۰۹	-۸/۰۲۲	۰/۰۰۰
SAN	-۳۱۶/۵۱	۱۴۰/۱۸	-۲/۲۶	۰/۰۳۳
ER	۰/۰۵	۰/۰۲۳	۲/۱۵۱	۰/۰۴۱
INF	-۱۱۹/۷۸۱	۲۸/۲۶۶	-۴/۲۳۷	۰/۰۰۰
C	۴۲۶/۹۹	۷۹۳/۸۷۱	۰/۵۳۷	۰/۵۹۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود، علامت ضریب تغییرات مثبت متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کوتاه‌مدت، معنی‌دار و برابر ۰/۰۱۳ است و نشان می‌دهد که با یک واحد افزایش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، گردشگری به میزان ۰/۰۱۳ واحد افزایش می‌یابد. همچنین علامت ضریب تغییرات منفی این متغیر در کوتاه‌مدت، مثبت و معنی‌دار بوده و برابر ۰/۰۴۶ است و نشان می‌دهد که با یک واحد کاهش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، گردشگری به میزان ۰/۰۴۶ واحد کاهش می‌یابد.

در بلندمدت، علامت ضریب تغییرات مثبت این متغیر، مثبت و معنی‌دار بوده و برابر ۰/۰۲۲ است و نشان می‌دهد که با یک واحد افزایش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، گردشگری به میزان ۰/۰۲۲ واحد افزایش می‌یابد. علامت ضریب تغییرات منفی این متغیر نیز مثبت و معنی‌دار بوده و برابر ۰/۰۷۶ است و نشان می‌دهد که با یک واحد کاهش در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، گردشگری به میزان ۰/۰۷۶ واحد کاهش می‌یابد.

نتایج حاصل، با مبانی‌نظری همسو است؛ به‌طوری‌که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، به توسعه تسهیلات و زیرساخت‌های گردشگری از جمله توسعه حمل و نقل و راه‌ها، توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات و همچنین توسعه اماکن اقامتی، رستوران‌ها و هتل‌ها منجر می‌شود و به سهم خود، به توسعه گردشگری منتهی می‌گردد (بهبودی و باستان، ۱۳۸۹).

از سوی دیگر، علامت ضریب متغیر نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مثبت و معنی‌دار بوده و به ترتیب، برابر ۰/۰۳۱و ۰/۰۵ است و نشان می‌دهد که با یک واحد افزایش در نرخ ارز، گردشگری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، به میزان ۰/۰۳۱ و ۰/۰۵ واحد افزایش می‌یابد. نتایج حاصل با مبانی‌نظری همسو است و درواقع با افزایش نرخ ارز، ارزش پول داخلی کشور کاهش می‌یابد، در نتیجه قیمت کالاها و خدمات گردشگری کشور میزبان برای مسافران خارجی، ارزان‌تر تمام می‌شود و موجب افزایش ورود گردشگران می‌گردد (کریم‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲).

در حقیقت افزایش نرخ واقعی ارز، به افزایش قدرت خرید خارجیان در کشور و درنتیجه، افزایش تقاضا برای مسافرت و گردشگری منجر می‌شود.

علامت ضریب متغیر نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت، منفی و معنی‌دار بوده و به ترتیب، برابر ۷۳/۲۹- و ۱۱۹/۷۸۱- است و نشان می‌دهد که با یک واحد افزایش در نرخ تورم، گردشگری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، به میزان ۷۳/۲۹ و ۱۱۹/۷۸۱ واحد کاهش می‌یابد. نتایج حاصل با مبانی‌نظری همسو است؛ زیرا با افزایش بهای کالاها و خدمات در ایران، ورود گردشگر به ایران کاهش می‌یابد.

همچنین علامت ضریب شاخص تحریم، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، منفی و معنی‌دار بوده و به ترتیب، برابر ۳۸۵/۵۱۴- و ۳۱۶/۵۱- بوده و این نشان می‌دهد که وضع تحریم‌ها علیه ایران، به کاهش ورود گردشگران به کشور منجر شده است.

در ادامه، آزمون‌های تشخیصی خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی، تصریح مدل و نرمال بودن انجام گرفت. نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی در جدول (۶) ارائه شده، و نتایج، حاکی از عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلال و عدم وجود واریانس ناهمسانی در رگرسیون، عدم وجود خطای تصریح مدل و نرمال بودن جملات اخلال است.

جدول ۶: نتایج آزمون‌های تشخیصی

آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه در سطح معنی‌داری ۵ درصد
خودهمبستگی	۱/۲۳۸	۰/۳۰۸	عدم‌وجود خودهمبستگی
واریانس ناهمسانی	۰/۶۶۵	۰/۷۴۵	عدم‌وجود واریانس ناهمسانی
تصریح مدل	۲/۰۶۲	۰/۱۶۴	عدم‌وجود خطای تصریح مدل
نرمالیته (آزمون جارک برا)	۰/۹۱۳	۰/۶۳۳	نرمال بودن توزیع پسماندهای مدل

مأخذ: یافته‌های پژوهش

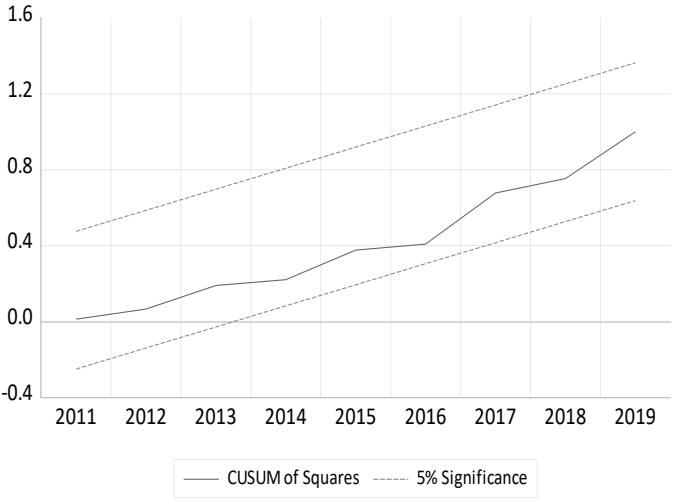
همچنین الگوی تصحیح‌خطای مدل نیز برآورد گردید که نتایج مربوط به ضریب تصحیح خطای مدل، در جدول (۷) منعکس شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۶۱۲- بوده و از لحاظ آماری، کاملاً معنی‌دار است. ضریب تصحیح خطا، نشان می‌دهد که طی هر دوره، با چه سرعتی، خطای عدم تعادل تعدیل گردیده و مقدار کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود میل می‌کند (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۱).

جدول ۷: ضرایب برآورد شده الگوی تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
CointEq(-1)*	۰/۶۱۲-	۰/۰۳۷	۱۶/۷۴۲-	۰/۰۰۰

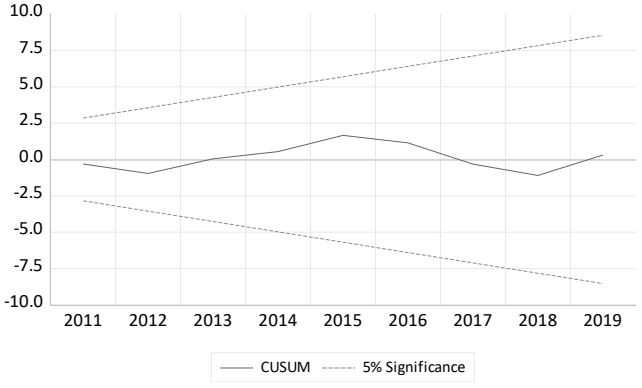
مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، آزمون ثبات برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین وجود یا عدم وجود شکست ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای تشخیص این امر، از آزمون‌های مجذور تجمعی و مجموع مجذور تجمعی باقی‌مانده‌ها (CUSUM و CUSUMQ) استفاده می‌شود. اگر مقدار این آماره‌ها بین حدهای بحرانی در سطح ۰/۰۵ باقی بماند، فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب پذیرفته می‌شود. همان طور که قابل مشاهده است، مقدار این آماره‌ها در داخل دو حد مشخص شده قرار دارند و در نتیجه، فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب پذیرفته می‌شود.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۲: پایداری ضرایب (CUSUM)



مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۳: پایداری ضرایب (CUSUMSQ)

۵. جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

گسترش صنعت گردشگری به‌عنوان صنعتی که با حوزه‌های مختلف، نظیر اقتصاد، فرهنگ، محیط‌زیست، کشاورزی و خدمات در تعامل است، اهمیت فراوانی دارد و تجربیات سایر مناطق جهان، نشان داده است که توسعه صنعت گردشگری در هر منطقه، باعث رشد و پیشرفت اقتصادی و اجتماعی آن ناحیه شده است.

امروزه، اهمیت گردشگری ازنظر اقتصادی واشتغال‌زایی، به‌حدی است که می‌توان آن را به‌عنوان نیروی محرکه اقتصادی هر کشوری محسوب کرد. گردشگری، مزیت‌های فراوانی دارد و می‌تواند منبع

مهمی برای اشتغال باشد؛ چراکه اشتغال در این صنعت، به مهارت و کارآموزی بالایی نیاز ندارد و مردم محلی، با کمی مهارت، می‌توانند در مشاغل خدماتی مشغول به کار شوند (خوشنویس یزدی و غمامی،۱۳۹۵).

با توجه به اهمیت موضوع، هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ ارز بر گردشگری در ایران طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۸۱ بوده، و برای این منظور، از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شده است. در این راستا، ابتدا پایایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته و آزمون زیووت-اندروز بررسی شد. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، نشان داد که همه متغیرهای الگو بجز نرخ تورم، انباشته از مرتبه یک هستند، همچنین طبق نتایج آزمون زیووت - اندروز بجز متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ تورم، بقیه متغیرها انباشته از مرتبه یک هستند.

در ادامه، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون کرانه‌ای باند مورد بررسی قرار گرفت. نتایج، حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در مدل است. پس از اطمینان از صحت اعتبار الگو، به‌منظور انجام آزمون عدم‌تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت، از آزمون والد استفاده شد. نتایج، حاکی از تأثیر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کوتاه‌مدت و بلندمدت بر گردشگری است.

با مشخص شدن وجود رابطه بلندمدت و تأیید عدم تقارن در متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، مدل مطالعه با استفاده از الگوی NARDL برآورد و آزمون‌های تشخیصی انجام گرفت. نتایج برآورد مدل، نشان‌دهنده تأثیر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر گردشگری در کوتاه‌مدت و بلندمدت است؛ به‌طوری‌که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیر تغییرات مثبت و منفی متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر گردشگری مثبت و معنی‌دار بوده است.

همچنین، نتایج نشان داد که تأثیر نرخ ارز بر گردشگری در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مثبت و معنی‌دار است. نتایج حاصل با مبانی نظری مطابقت دارد.

در ضمن برای بررسی اثر تحریم‌ها بر تعداد گردشگران ورودی به ایران، شاخص تحریم وارد مدل شد، و نتایج نشان داد که تحریم‌های اعمال شده علیه ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تأثیر منفی بر گردشگری دارد.

در ادامه، برای اطمینان از ثبات مدل، آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ انجام گرفت و نتایج نشان داد که مدل برآوردی، از ثبات لازم برخوردار است.

در انتها، با توجه به مباحث ذکر شده و نتایج حاصل در این پژوهش، پیشنهادات سیاستی به شرح ذیل ارائه می‌گردد:

۱. با توجه به تأثیر مثبت سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر تعداد گردشگر ورودی به ایران، توصیه می‌شود که سیاست گذاران در گام نخست، در جهت تحکیم و تقویت روابط با سایر کشورهای جهان تلاش کنند. همچنین با اتخاذ سیاست‌های درست در جهت تقویت زیرساخت‌ها، تسهیل صدور مجوزها و به‌طورکلی، فراهم نمودن بستری مناسب و محیطی امن در جهت تشویق

سرمایه‌گذاران و کشورهای خارجی برای سرمایه گذاری در داخل کشور، زمینه ورود گردشگران بیشتر از اقصی نقاط دنیا را فراهم آورند.

۲. با توجه به اثر مثبت نرخ ارز در ترازپرداخت گردشگری، به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی، شوک‌های مختصر افزایش نرخ ارز، پیشنهاد می‌شود. اگرچه در کنار افزایش نرخ ارز در جهت افزایش درآمدهای گردشگری با توجه به برخورداری ایران از وضعیت خوب جاذبه‌های گردشگری، می باید با معرفی جاذبه‌های گردشگری ایران در سطح جهانی، سعی در افزایش ورود گردشگران و به دنبال آن، افزایش درآمدهای گردشگری نمود. اما افزایش نرخ ارز، می‌تواند به تورم در داخل، بی‌اعتمادی به پول داخل کشور و ایجاد درآمدهای رانتی برای افراد سودجو منجر شود. با توجه به اثر منفی نرخ تورم بر تابع تقاضای گردشگری بین‌المللی برای سفر به ایران، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی، می باید با اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی و مالی، به کنترل نرخ تورم در کشور اهتمام ورزند تا از این طریق، بتوانند اثر منفی آن بر تعداد گردشگر ورودی به ایران را کاهش دهند.

۳. تأثیر منفی متغیر تحریم بر تعداد گردشگران وارد شده به ایران، بیانگر این واقعیت است که اعمال تحریم‌های متنوع و گسترده اقتصادی توسط ایالات متحده آمریکا، اتحادیه اروپا و شورای امنیت سازمان ملل متحد علیه ایران، تأثیر منفی بسزایی در جذب گردشگر خارجی به ایران داشته است و بنابراین، توصیه می‌شود که در گام نخست، سیاست‌گذاران و مسؤولان، با انجام مذاکرات مؤثر در جهت کاهش تحریم‌ها، اقدامات عملی انجام دهند و در ضمن، تدابیری بیاندیشند تا بتوانند تأثیر منفی تحریم‌ها را در حوزه جذب گردشگر خارجی کاهش دهند. در این راستا، توجه به زیرساخت‌های گردشگری در داخل، حائز اهمیت است تا با ایجاد امکانات رفاهی مناسب و جذابیت‌های گردشگری برای گردشگران خارجی، نسبت به جذب آنها اقدام کنند. همچنین ایجاد روابط خوب با کشورهای همسایه و هم فرهنگ منطقه، می‌تواند در جذب گردشگر خارجی مؤثر باشد.

References

Andergassen, R., & Candela, G. (2013). "Less Developed Countries, Tourism Investments and Local Economic Development". Review of Development Economics, 17(1): 16-33.

Ang, J. B. (2007). "CO_2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France". Energy policy, 35(10): 4772-4778.

Arize, A. C., Malindretos, J., & Igwe, E. U. (2017). "Do Exchange Rate Changes Improve the Trade Balance: An Asymmetric Nonlinear Cointegration Approach". International Review of Economics & Finance, 49: 313-326.

Behbodi, D., & Bastan, F. (2010). "The Relationship between Tourism and Foreign Direct Investment in Developing Countries (Causality Approach in Panel Data)". Economic Sciences, 4(11): 1-17. (in Farsi)

Chen, Y. (2017). "China's Tourism-Led Foreign Direct Investment Inflows: An Empirical Study". Modern Economy, 8(01): 39.

Chumni, M. (2001). *Tourism Demand Model: Determinants of Thailand's International Tourist Receipts*. Chulalongkorn University.

Dadgar, Y., Keshavarz, G.R., & Tyatoraj, T. (2006). "Explaining the Relationship between Inflation and Economic Growth in Iran". Journal of Economic Studies, 3(5): 11-53, (in Farsi).

Dai Karimzadeh, S., Ghobadi, S., and Forudastan, N. (2013). "Factors Affecting Iran's International Tourism Demand: A Self-Explanatory Approach with Extended Lags (ARDL)". Journal of Tourism Management Studies, 8(23): 154-131, (in Persian).

De Vita, G., & Kyaw, K. S. (2013). "Role of the Exchange Rate in Tourism Demand". Annals of Tourism Research, 43: 624-627.

Gormuş, Ş., & Goçer, i. (2010). "The Socio-Economic Determinant of Tourism Demand in Turkey: A Panel Data Approach". International Research Journal of Finance and Economics, 55(1): 88-99.

Habibi, F. (2017). "The Determinants of Inbound Tourism to Malaysia: A Panel Data Analysis". Current Issues in Tourism, 20(9): 909-930.

Icoz, O., Var, T., & Kozak, M. (1998). "Tourism Demand in Turkey". Annals of Tourism research, 25(1): 236-240.

Iranmanesh, S., Salehi Asfiji, N., and Jalai Esfandabadi, S.A. (2021). "Investigating the Effect of Foreign Sanctions on the Balance of Foreign Payments of the Islamic Republic of Iran: A Dynamic Systems Approach". Applied Economic Theory, 8(2), 75-106, (in Farsi).

Katircioglu, S. (2011). The Bounds Test to the Level Relationship and Causality between Foreign Direct Investment and International Tourism: The Case of Turkey.

Kaur, H., & Sarin, V. (2016). "Causality Relationship between GDP, FDI, Tourism: Empirical Evidence from India". International Journal of Applied Business and Economic Research, 14(5): 247-255.

Khoshnevis Yazdi, S., & Ghomami, M. (2015). "Estimation of Iran's Tourism Demand Function". Journal of Economics and Business, 6(12), 1-12, (in Farsi).

Khoshnevis Yazdi, S., Homa Salehi, K., & Soheilzad, M. (2017). "The Relationship between Tourism, Foreign Direct Investment and Economic Growth: Evidence from Iran". Current Issues in Tourism, 20(1): 15-26.

Kumar, R. R. (2014). "Exploring the Role of Technology, Tourism and Financial Development: An Empirical Study of Vietnam". Quality & Quantity, 48(5): 2881-2898.

Lal Khezri, H., & Jafari Samimi, A. (2020). "Asymmetric Impact of Exchange Rate Shocks on Income Distribution in Iran: NARDL Approach". Journal of Financial Economics, 14(53): 45-63, (in Farsi).

Lee, C.-K., Var, T., & Blaine, T. W. (1996). "Determinants of Inbound Tourist Expenditures". Annals of Tourism Research, 23(3): 527-542.

Martins, L. F., Gan, Y., & Ferreira-Lopes, A. (2017). "An Empirical Analysis of the Influence of Macroeconomic Determinants on World Tourism Demand". Tourism Management, 61: 248-260.

Mehnatfar, Y. (2016). "The Effect of Tourism Income on the Attraction of Foreign Direct Investment - A Case Study: 23 Countries of the World". Journal of Tourism and Development, 5(9), 79-97, (in Farsi).

Meo, M. S., Chowdhury, M. A. F., Shaikh, G. M., Ali, M., & Masood Sheikh, S. (2018). "Asymmetric Impact of Oil Prices, Exchange Rate, and Inflation on Tourism Demand in Pakistan: New Evidence From Nonlinear ARDL". Asia Pacific Journal of Tourism Research, 23(4): 408-422.

Munir, K., & Iftikhar, M. (2021). Asymmetric impact of FDI and exchange rate on tourism: evidence from panel linear and nonlinear ARDL model. *SAGE Open*, *11*(3), 21582440211046589.

Nargesi, S., Babaki, R., & Efati, M. (2018). "Investigating the Relationship between Tourism, Economic Growth and Financial Development in Iran (1368-1395)". Journal of Financial Economics, 12(44): 41-67, (in Farsi).

Niazi, E., and Rezaei, G. (2015). "The Effect of Exchange Rate Fluctuations on Iran's International Tourism Sector". The Second National Tourism Conference, National Capitals and Future Vision, (in Farsi).

Nunkoo, R., & Seetanah, B. (2018). Foreign direct investment and tourism development: A theoretical and empirical review. Sage Handbook Tourism Manag, 9, 556-566.

Ohlan, R. (2017). "The Relationship between Tourism, Financial Development and Economic Growth in India". Future Business Journal, 3(1): 9-22.

Oppermann, M. (1996). "Rural Tourism in Southern Germany". Annals of Tourism Research, 23(1): 86-102.

Othman, R., Salleh, N. H., & Sarmidi, T. (2012). "Analysis of Causal Relationship between Tourism Development, Economic Growth and Foreign Direct Investment: An ARDL Approach". Journal of Applied Sciences, 12(12): 1245-1254.

Panahi, H., Masoomzadeh, S., and Razaghi, S. (2017). "Investigating the Effect of Exchange Rate on Iran's Tourism Balance of Payments". Journal of Applied Economic Theories, 4(2): 127-142, (in Farsi).

Peric, J., & Radıc, M. N. (2015). "Tourism Productivity and Tourism FDI in Croatia". Mediterranean Journal of Social Sciences, 6(5): 425-425.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". Journal of Applied Econometrics, 16(3): 289-326.

Ralston, R. W. (1999). "Economy and Race: Interactive Determinants of Property Crime in the United States, 1958-1995: Reflections on the Supply of Property Crime". American Journal of Economics and Sociology, 58(3): 405-434.

Ravinthirakumaran, K., Selvanathan, E. A., Selvanathan, S., & Singh, T. (2019). "Tourism and Foreign Direct Investment Inflows in Sri Lanka". South Asia Economic Journal, 20(2): 248-273.

Salleh, N. H. M., Othman, R., & Sarmidi, T. (2011). "An Analysis of the Relationships between Tourism Development and Foreign Direct Investment: An Empirical Study in Elected Major Asian Countries". International Journal of Business and Social Science, 2(17).

Samimi, A. J., Sadeghi, S., & Sadeghi, S. (2013). The relationship between foreign direct investment and tourism development: evidence from developing countries. Institutions and Economies, 59-68.

Satrovic, E., & Muslija, A. (2018). "Causality Relationship between Foreign Direct Investment and Tourism". Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi, (22): 65-76.

Selvanathan, S., Selvanathan, E. A., & Viswanathan, B. (2012). "Causality between Foreign Direct Investment and Tourism: Empirical Evidence from India". Tourism Analysis, 17(1): 91-98.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). *Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework*. In Festschrift in honor of Peter Schmidt (pp. 281-314). Springer, New York, NY.

Siddiqui, F., & Siddiqui, D. A. (2019). "Causality between Tourism and Foreign Direct Investment: An Empirical Evidence from Pakistan". Asian Journal of Economic Modelling, 7(1): 27-44.

Sohaili, K., Fatahi, S., & Jihonipour, M. (2012). "The Effects of the Flow of Electronic Money on the Volume of Banknotes and Muskox in Circulation in Iran". Economic Research (Sustainable Growth and Development), 14(1): 79-114, (in Farsi).

Tamizi, A., and Shahbazi, S. (2018). "Investigating the Impact of Exchange Rate Fluctuations on Iran's Tourism Sector". Tourism and Development, 7(4): 1-17. (in Farsi).

Tang, C. F., & Lean, H. H. (2007). "Will Inflation Increase Crime Rate? New Evidence from Bounds and Modified Wald Tests". Global Crime, 8(4): 311-323.

Tarazkar, M. H., & Zainuddin, A. (2019). "Asymmetric Effects of Oil Shock on the Price of Agricultural Products: Application of Autoregressive Approach with Extended Non-Linear Lags (NARDL)". Agricultural Economics Research, 1: 100-81, (in Farsi).

Teles, V. K. (2004). "The Effects of Macroeconomic Policies on Crime". Economics Bulletin, 11(1): 1-9.

Toh, R. S., Khan, H., & Goh, L. (2006). Japanese Demand for Tourism in Singapore: A Cointegration Approach. Tourism Analysis, 10(4): 369-375.

Tung, L. (2019). "Does Exchange Rate Affect the Foreign Tourist Arrivals? Evidence in an Emerging Tourist Market". Management Science Letters, 9(8): 1141-1152.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P:119-144

Investigating the Impacts of Foreign Direct Investment and Exchange Rate on Tourism in Iran: Evidence from the NARDL Approach

Behnam Elyaspour[1]
Narges Sanjari Konarsandal[2]

Received: 2022-6-8 Accepted: 2022-8-28

Aim and Introduction
Tourism is a socio-economic phenomenon that begins with an economic decision about using leisure time and savings and has economic aspects such as investment, consumption, employment, export, and government income. Currently, tourism is one of the factors that provides income in the global economy and is becoming an essential factor for the investments and development of countries. The development of this industry is very important in developing countries, such as Iran, which are facing problems such as unemployment, lack of foreign exchange resources, and a single-product economy. Tourism is closely related to foreign direct investment, because tourism development has an urgent need for foreign direct investment in the tourism sector. Internationalization is a phenomenon that links tourism to foreign direct investment. Foreign direct investment helps to the financing, technology transfer, infrastructure development, job creation, and economic growth. Along with several benefits that foreign direct investment brings to the host country, it also plays a prominent role in developing the tourism industry. Tourism industry, like many other industries, is disturbed by the fluctuations of the currency market. This disturbance in the tourism market is much more visible than in other industries, because the tourism industry is directly related to exchange rate changes. Considering that the development of the tourism industry is very important for developing countries like Iran, the main purpose of this research is to investigate the asymmetric effects of foreign direct investment and exchange rate on Tourism in Iran.

Methodology
The research model in this study to investigate the asymmetric effects of foreign direct investment on tourism was taken from the study of Munir and Iftikhar (2021). Since the sanctions influence Iran's economy in different periods and consequently on is the number of incoming tourists to Iran, in this study, the sanctions variable was added to the model.

$$TR = f(FDI, ER, INF, SAN)$$

Where, TR (number of incoming tourists), FDI (foreign direct investment), ER (real exchange rate), INF (inflation rate), and SAN (sanction index). In the model estimation process, the data was extracted from the World Bank and the

1. Assistant Professor of Economics, University of Bojnord, (Corresponding Author), E-mail: elyaspour@ub.ac.ir
2. Master of Economics, University of Bojnord, E-mail: narges.sanjari93@gmail.com

International Monetary Fund on an annual basis during the period of 1981-2019, and data of sanctions index was taken from the study of Iranmanesh et al. (1400). In addition, the Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL) method was used to estimate the above model.

Results and Discussion

In this study, before performing the cointegration test, the degree of integration of the variables was determined by using two unit root tests of Augmented Dickey-Fuller and Zivot-Andrews. The results of the unit root test showed that in the Dickey-Fuller test, all variables, except for the inflation rate, are integrated of order one. Also, in the Zivot-Andrews test, the variables of foreign direct investment and the inflation rate are integrated in zero order, and the rest are integrated of order one. After performing the unit root test, the bounds cointegration test was performed to check the existence of long-term relationships between the variables. The results of this test showed that there is a long-term relationship between the variables. After ensuring the existence of a long-term relationship between the variables, Wald's test was used to perform the short-term and long-term asymmetry effects. The results showed that the effect of the foreign direct investment on the tourism is asymmetric in the short- and long-term. By identifying the existence of a long-term relationship and confirming the asymmetric effect of foreign direct investment on tourism in the short and long term, the final estimation of the NARDL model was carried out. The estimation results of the model show the asymmetric effect of foreign direct investment in the short- and long-term on tourism. So that in the short- and long- term, the effect of the foreign direct investment on tourism has been positive and significant. Also, the results showed that the effect of the exchange rate on tourism in the short- and long- term is positive and significant. Finally, to ensure the stability of the model, CUSUM and CUSUMSQ tests were performed. The results indicate that the estimated model is stable.

Conclusion

According to the results of the model estimation:

1-Considering the positive impact of foreign direct investment on the number of incoming tourists to Iran, it is recommended that policymakers try to strengthen relations with other countries in the first step. Also, by adopting the right policies to strengthen the infrastructure, facilitate the issuance of permits and generally provide a suitable platform and a safe environment to encourage investors and foreign countries to invest in the country, provide the ground for the arrival of more tourists from all over the world.

2- Considering the positive effect of the exchange rate on the balance of payments of tourism, policymakers and economic planners are suggested to increase the exchange rate by short shocks. But an increase in the exchange rate can cause domestic inflation, mistrust of domestic money and create rental income for profit-seeking people. Considering the negative effect of the inflation rate on the

demand function of international tourism for travel to Iran, policymakers and economic planners should try to control the inflation rate in the country by adopting appropriate monetary and financial policies so that they can reduce its negative effect on the number of tourists.

3- The negative effect of sanctions on the number of tourists arriving in Iran indicates the fact that the application of diverse and extensive economic sanctions by the United States of America, the European Union and the United Nations Security Council against Iran has had a significant negative effect on attracting foreign tourists to Iran. It is recommended that in the first step, policymakers and officials take practical measures by conducting effective negotiations to reduce sanctions and at the same time, make decisions so that they can reduce the negative impact of sanctions in the field of attracting foreign tourists.

Keywords: Tourism, foreign direct investment, exchange rate, Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL)
JEL Classification: C50, F21, F31, Z39

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۱۶۸-۱۴۵

کلید حل معمای فسادمالی: جنسیت، دولت، ادیان و تأثیر آنها بر هم[۱]

نعیمه حمیدی[۲]
کریم آذربایجانی[۳]
مرتضی سامتی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۵/۱۵ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۶/۲۰

چکیده

در مقاله حاضر، با هدف تبیین رفتار جنسیتی انسان ها در قالب نهاد دولت، سعی شده است تا به این سؤال پاسخ داده شود که آیا با کاهش نابرابری های جنسیتی، فسادمالی کاهش می یابد یا فسادمالی مانعی در جهت دستیابی به برابری های جنسیتی است؟ همچنین آیا تحقق و گسترش فسادمالی، بیشتر در گرو عوامل جنسیتی است یا نهادی؟ در این راستا، برای داده های آماری ۸۹ کشور منتخب جهان با استفاده از رویکرد داده های تابلویی پویا و سیستمی (GMM System) و خودرگرسیون برداری (PVAR) طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۸ به بررسی رابطه فسادمالی و نابرابری جنسیتی پرداخته شده است. در این راستا، شاخص نابرابری جنسیتی (GII)، شاخص ادراک فسادمالی (CPI) و شاخص پول‌شویی (AML)، به عنوان جایگزینی برای شاخص فسادمالی استفاده شده و همچنین به منظور بررسی حساسیت عملکرد نهاد دولت، دو گروه ابزارهای عملکردی دولت نیز مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج حاصل از سیستم های برآوردی، حاکی از آن است که در پی افزایش مشارکت زنان در بخش عمومی، فسادمالی کاهش می یابد و فسادمالی، مشارکت زنان را در بخش عمومی کاهش می دهد. به عبارتی، رابطه علی بین این دو متغیر اثبات شده است. همچنین در پی یافتن کلید حل معمای فسادمالی، فارغ از هرگونه رفتار جنسیتی، نهاد دولت به عنوان حلقه مفقوده رابطه جنسیت و فسادمالی، به طور معناداری در اثرگذاری این دو شاخص بر هم مؤثر است. همچنین برخلاف نهاد دولت، ادیان هیچگونه تأثیری در ارتباط متغیرهای سیستمی بر هم ندارند.

واژگان کلیدی: فسادمالی، پول‌شویی، جنسیت، ادیان، دولت
طبقه بندی JEL: O11، J18، J16، J08، D73،H11

---

۱. مقاله حاضر، از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان) استخراج شده است.

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی (گرایش بخش عمومی و توسعه اقتصادی)، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران nhamidi66@yahoo.com

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. (نویسنده مسؤول) k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir .

۴. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. msameti@gmail.com

۱. مقدمه

در مقاله حاضر، تلاش شده است تا به این سؤال پاسخ داده شود که: فسادمالی، بیشتر در گرو عوامل جنسیتی[۱] است یا نهادی؟ چراکه امروزه، با همه گیر شدن پدیده فسادمالی، اثرات سوء آن بر بسیاری از جنبه های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی سایه افکنده و به کاهش کارآیی منجر شده است.

جامعه جهانی، فسادمالی را به عنوان یک عارضه اقتصادی و اجتماعی تلقی نموده و اندیشمندان بسیاری در علوم اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و روانشناسی، در راستای بررسی ریشه ها، پیامدها و عوامل تشدید کننده آن، در حال مطالعه می باشند. مطالعات تا به آنجا گسترده شد که در مطالعه دالر و همکاران[۲] (۲۰۰۱)، زنان به دلایلی از جمله درجه ریسک پذیری کمتر نسبت به مردان و آشنایی کمتر با حلقه های فاسد، به دلیل دیرتر وارد شدن به بازار کار نسبت به مردان، به عنوان اسطوره پاکی و شفافیت اقتصادی معرفی شدند.

سوآمی و همکاران[۳] (۱۹۹۸)، نیز در مطالعه خود، نشان دادند که زنان نسبت به مردان، کمتر رشوه قبول می کنند و مرتکب فسادمالی کمتری می شوند. در این راستا، کریمی و همکاران (۱۳۹۶) نیز به این نتیجه دست یافتند که با افزایش حضور زنان در بخش عمومی، فسادمالی کاهش می یابد.

بنابرین طبق مطالعات مذکور، هر چه بافت جنسیتی در اقتصاد و سیاست به نفع زنان باشد، فسادمالی کمتر خواهد شد. اما طبق گزارش یوروپل[۴] در سال ۲۰۱۹ ، "جرم جنسیت نمی شناسد"؛ لذا لزوم بررسی این مسأله در فضایی فارق از رفتار جنسیتی بلکه در چهارچوب نهادها، می تواند مفید باشد.

در مقاله حاضر، رفتار جنسیتی انسان ها در قالب نهاد دولت، بررسی می شود؛ چراکه فسادمالی به عنوان یک عارضه اجتماعی که آثار منفی اقتصادی را به همراه دارد، از جمله کاهش سرمایه گذاری، رشد اقتصادی و ... (تنزی[۵]، ۱۹۹۸)، در هیچ یک از ادیان مورد قبول نبوده و نظر به اینکه دین می تواند بر رفتار و اعمال انسان ها تأثیرگذار باشد، لذا در انجام مطالعه حاضر، سعی بر آن بوده است تا رفتارهای جنسیتی انسان ها در چهارچوب ادیان بررسی شود.

در این راستا، با استفاده از اطلاعات ۸۹ کشور جهان طی سال های ۲۰۱۷- ۲۰۰۸ و با استفاده از تکنیک سیستم گشتاورهای تعمیم یافته، ضمن بررسی ارتباط بین فسادمالی و نابرابری جنسیتی، به این پرسش پرداخته می شود که آیا نهاد دولت و ادیان (اسلام و مسیحیت)، می توانند حلقه اتصال ارتباط بین فسادمالی و جنسیت باشند؟ به این منظور از متغیرهای اصلی شاخص ادراک فسادمالی[۶]

---

۱. جنسیت شامل نقش‌های اجتماعی و رفتارهایی است که فرهنگ و جامعه برای جنس ها (مرد و زن) قائل می‌شود. این نقش‌ها، دامنه انتظارات رفتاری از جنس‌های (مرد و زن) را مشخص می‌کند.

2. Dollar *et al.* (2001)
3. Swamy *et al.* (1998)
4. Europol
5. Tanzi (1998)
6. Corruption Perception Index

(CPI)، شاخص پول‌شویی[1] (AML) و شاخص نابرابری جنسیتی[2] (GII)، استفاده شده است. مقاله حاضر، از لحاظ روش، تحلیلی و اسنادی، و از لحاظ هدف، کاربردی می باشد. اطلاعات و داده های مورد نیاز برای آزمون فرضیه ها، به روش کتابخانه ای گردآوری، و روش تجزیه و تحلیل اطلاعات با استفاده از گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM- SYSTEM) برای داده های پانلی[3] انجام شده است. این مقاله از پنج بخش تشکیل می شود؛ پس از مقدمه، بخش دوم به مرور ادبیات تحقیق اختصاص دارد. در بخش سوم، تصریح مدل انجام می شود و در بخش چهارم، نتایج سیستم های برآوردی ارائه می گردد. بخش پایانی نیز به نتیجه گیری اختصاص دارد.

۲. ادبیات موضوع

پیرو نگرانی های اندیشمندان و سازمان های بین المللی در حوزه نابرابری های اجتماعی اعم از نابرابری درآمدی و قومی- قبیله ای، نوع دیگری از نابرابری که حاصل تمایزات جنسیتی می باشد نیز مطرح شده است. تعابیر نابرابری جنسیتی، شکاف جنسیتی، بی عدالتی و تبعیض جنسیتی، به یک مفهوم اشاره داشته و نظریه های اخیر، بیانگر آن است که، اگر منابع عمده اجتماعی و اقتصادی در اختیار یک گروه و یا یک جنسیت باشد، سیستمی از قشربندی و سلسله مراتب جنسیتی به وجود می آید. لذا استفاده از امتیازات و مزایای این سیستم، احتمال افزایش موقعیت برتر و کنترل بیشتر بر منابع و فرصت ها را برای همان جنسیت فراهم آورده و در نهایت، به برتری آن جنسیت در جامعه منجر می شود (آزاده منصوره، ۱۳۸۴). نظر به اینکه سازمان ملل، برابری جنسیتی را از جمله حقوق بشر دانسته و این مسأله تا آنجا مورد توجه قرار گرفته که یکی از اهداف توسعه هزاره، که پیش شرط تحقق سایر اهداف است، کاهش نابرابری جنسیتی می باشد.

در مقاله حاضر، این موضوع مطرح است که آیا این نگاه به مسأله که کاهش نابرابری جنسیتی در کاهش فسادمالی می تواند به اندازهٔ کافی، اثر گذار باشد، یا باید ریشه را در جایی دیگر جست؟

در این راستا، با تحقیقاتی از جمله مطالعات تنزی[4] (۱۹۹۸)، در رابطه با ریشه ها و تبعات بروز فسادمالی، مطالعات تا آنجا ادامه یافت که تفاوت جنسیتی و تأثیر آن بر فسادمالی، مورد توجه قرار گرفت. اقتصاددانان تفاوت رفتار زن و مرد در مقابل فسادمالی را مورد بحث قرار دادند و آنچه توجه بسیاری را برانگیخت، نتایج برخی تحقیقات مبنی بر این بود که در شرایط مختلف (کوتاه مدت و بلندمدت) و در سطوح متفاوت (نمایندگی پارلمان، مدیریت بنگاه و حتی سهم نیروی کار معمولی) حضور پر رنگ زنان در جامعه، سطح فسادمالی را به شکل معنی داری کاهش می دهد. به عبارتی «مردان بیش از زنان به منفعت شخصی خود اهمیت می دهند و زنان رتبه های بالاتری در آزمون های درستی و

1. Anti-Money Laundering/Counter-Financing of Terrorism
2. Gender Inequality Index
3. System Generalized Method of Moments (GMM-SYS) for Panel Data
4. Tanzi (1998)

صداقت کسب نموده اند» (دالر و همکاران[1]، ۲۰۰۱). و پیرو آن، مطالعات بسیاری انجام شده است که جملگی نقش زنان را در کاهش فسادمالی تأیید نموده اند (فورکس پوچینو و لاو[2]، ۲۰۲۱؛ برین و همکاران[3]، ۲۰۱۷؛ ایساری و چریلو[4]، ۲۰۱۳؛ صمیمی و حسینمردی[5]، ۲۰۱۱).

دلایل متعددی در این راستا بیان شده است. برخی از محققان بر این عقیده اند که ریسک پذیری زنان کمتر از مردان می باشد و از آنجا که فعالیت های مالی فاسد، همیشه با خطر برملا شدن و مجازات شدن همراه است، لذا زنان به دلیل ریسک پذیری کمتر نسبت به مردان، کمتر به فسادمالی ترغیب می شوند (ایکل و فوربون[6]، ۲۰۱۵). دلیل دیگری که مطرح شده، این است که زنان نسبت به مردان دیرتر وارد بازار کار و سیاست شده اند و این تأخیر در حضور، علتی است بر اینکه چرا آنان هنوز با شبکه های فسادمالی و نحوه انجام آن آشنایی ندارند و در نتیجه، کمتر وارد گروه های فسادمالی و اداری شده اند؛ که البته ممکن است با گذر زمان و آشنایی زنان با شبکه های فسادمالی، آنان نیز در ارتکاب جرم مانند مردان عمل نمایند.

برخی دیگر بر این باورند که مشارکت بیشتر زنان در عرصه های سیاسی توسط نظام مردمی و در سایه دمکراسی صورت می پذیرد که باعث افزایش برابری جنسیتی و بهبود خدمات دولتی می گردد و نتیجه آن، کاهش فسادمالی و مصادیق آن است. به عبارتی، افزایش کارآیی حاکمیت است که فسادمالی را کاهش می دهد (ریواس[7]، ۲۰۱۳).

فورکس پوچینو و لاو[8] (۲۰۲۱)، بر اساس رویکرد تعادل عمومی پویا که در آن، توسعه اقتصادی بر پایه انباشت سرمایه است، اذعان دارند که فسادمالی، فرصت اختلاس از منابع عمومی است که کارمندان دولتی در اجرای سیاست های عمومی دارند که درصورت افشای ارتکاب به فسادمالی و اخراج آنها از دولت، آنها وارد بخش خصوصی خواهند شد. لذا نتایج تحقیق آنها مبنی بر آن است که: وقتی تبعیض جنسیتی در دولت کمتر از بخش خصوصی باشد، امکان فسادمالی زنان به عنوان کارمندان دولت کمتر از مردان است. بنابراین، سیاست افزایش حضور زنان به عنوان کارمند دولتی، امکان ارتکاب به فسادمالی را کاهش می دهد و به تقویت توسعه اقتصادی منجر می شود.

در پی تحقیقات صورت گرفته، دولت ها و مؤسسات بین المللی جهان، تمهیداتی را در جهت افزایش مشارکت زنان در سیاست و تجارت اندیشیده و عملی نمودند؛ از جمله هدف سوم از مجموعه

1. Dollar *et al*. (2001)
2. Forgues-Puccio & Lauw (2021)
3. Breen *et al*. (2017)
4. Esarey & Chirillo (2013)
5. Samimi & Hosseinmardi (2011)
6. Eckel & Fullbrunn (2015)
7. Rivas (2013)
8. Forgues-Puccio & Lauw (2021)

اهداف توسعه هزاره[1] مبنی بر "ارتقاء برابری جنسیتی و توانمندسازی زنان"، یکی از این اقدامات می باشد. با این حال طی بررسی های انجام شده، رابطه علی بین این عوامل هنوز معلوم نیست.

در این راستا، ایساری و شونت بایر[2] (۲۰۱۹)، در حوزه علوم سیاسی، دریافتند که نمایندگی زنان به طور قابل توجه و معنی داری، فسادمالی را کاهش داده و فسادمالی نیز موجب کاهش معنی دار مشارکت زنان در دولت می شود.

استاتنیک و همکاران[3] (۲۰۲۲)، در مطالعه ای، با بررسی ۶۸ کشور جهان، نشان دادند که فسادمالی، شکاف جنسیتی را در دسترسی به منابع مالی افزایش داده و به نابرابری جنسیتی بالایی در فعالیت های اقتصادی منجر می شود.

از بعد دیگر، در چند دهه اخیر، اقتصاد جهانی با پدیده پول‌شویی و آثار مخرب آن بر اقتصاد کشورها مواجه بوده است، به طوری که با جهانی شدن اقتصاد، آزادسازی جریان های سرمایه بین کشورها، توسعه بانکداری بین المللی، ابداع و به کارگیری ابزارهای جدید نقل و انتقال الکترونیکی وجوه در سطح بین المللی، پول‌شویی نیز تا حدودی تسهیل شده است و پول شویان اغلب شبکه های خود را به کشورهایی منتقل می کنند که سیستم های مالی ضعیف دارند یا کشورهایی که اقدام مؤثری علیه پول شویان انجام نمی دهند (کشتکار، ۱۳۸۹).

سازمان برنامه توسعه ملل متحد در سال ۲۰۰۸، شایع ترین گونه های فسادمالی را رشوه، تقلب، پول‌شویی، اخاذی، رشوه استخدام، نفوذ نامشخص، آشنا بازی، فامیل بازی، پارتی بازی، تجارت شخصی، حق التسریع، اختلاس، سوء استفاده از اموال عمومی می داند (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۰). لذا پول‌شویی یکی از انواع فسادمالی بوده که ثباتِ بخش مالی کشورها را تهدید می نماید (هایبل گومز[4]، ۲۰۱۶).

به عبارتی، پول‌شویی با نابودی نهادهای مالی و گسترش سایر انواع فسادمالی، موجب کاهش بهره وری در بخش واقعی اقتصاد می شود. پول‌شویی با کاهش جریان سرمایه و تجارت بین الملل، توسعه اقتصادی را با معضل مواجه می سازد (این و همکاران[5]، ۲۰۱۲). لذا کارآیی یک نظام ضدپول‌شویی به میزان زیادی بستگی به کوشش دولت و نهادهای مالی در مبارزه با پول‌شویی دارد. نظر به اینکه در کشورها، فسادمالی و مصادیق آن از طریق تغییر در ترکیب مخارج دولت و درآمدهای دولت، عاملی مخرب بر کارآیی دولت، برهم زننده تعادل بودجه و کاهش بهره وری مخارج دولت می باشند (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۰).

بنابراین، لزوم توجه به نقش نهاد دولت و بررسی رفتار کارگزاران دولتی، به عنوان هسته اولیه مطالعات ضد فسادمالی ضرورت می یابد و از این رو، به دور از مسأله رفتار جنسیتی، در کاهش

1. Millennium Development Goals
2. Esarey & Schwindt-Bayer (2019)
3. Statnik *et al*.(2022)
4. Hayble-Gomes(2016)
5. ENE *et al*. (2012)

فسادمالی در پی استفاده بیشتر از یک جنسیت خاص، این احتمال وجود خواهد داشت که نهادها و چهارچوب عاملی تعیین کننده باشند و نه لزوماً جنسیت؛ به طوری که میلتون فریدمن[1] (۱۹۷۵)، بیان می دارد "من باور ندارم که راه حل مشکلات ما این باشد که صرفاً افراد درستی را انتخاب کنیم. نکته مهم، ایجاد فضایی است که در آن، منفعت افراد نادرست در انجام کار درست باشد. در غیر این صورت، حتی افراد درست هم کار خوب را انجام نخواهند داد، یا اگر هم سعی کنند انجام دهند، سریعاً از دولت کنار گذاشته می شوند".

لذا می توان نتیجه گرفت که نهادهایی ناکارآمد با چهارچوب های ضعیف، افراد را مجبور به انجام سلسله فعالیت هایی می کنند که در کل، برای ساختار اقتصادی کشور پرهزینه خواهد بود. شاید بهتر باشد علت اینکه فسادمالی و پول‌شویی در یک اقتصاد گسترده بوده و در اقتصادی دیگر کمرنگ تر می باشد را در نهادها و کم و کیف آن جستجو نمود. در این راستا، با بررسی اثرات متقابل فسادمالی، پول‌شویی و نابرابری جنسیتی و علل و عوامل آن، می توان یک استراتژی صحیح و کارا برای مهار فسادمالی پیشنهاد نمود. همچنین در بعد دیگر، مقاله حاضر، به بررسی تأثیر ادیان در رابطه دو سویه فسادمالی و جنسیت می پردازد.

اگرچه از سال ها قبل، این مسأله مورد توجه محققان بوده است، به طوری که در این راستا، دو گروه مطالعات متضاد وجود دارند. لاپورتا و همکاران[2] (۱۹۹۹)، در مطالعات نظری خود دریافتند که فسادمالی در کشورهای مسلمان و کاتولیک به دلیل اثرات مخرب آن بر دموکراسی و برابری، بیشتر شایع می باشد. در حالی که سامانتا[3] (۲۰۱۱) و نورث و همکاران[4] (۲۰۱۳)، در مطالعات خود، نتایج قبلی را رد نمودند. این دو گروه از مطالعات، به رغم اینکه دین را به عنوان یک عامل فرهنگی در نظر گرفتند، از متغیرهای کنترلی متفاوتی در این راستا بهره جستند.

نظر به اینکه نوع متغیر کنترلی، ارتباط مستقیم با نتیجه مطالعات دارد، لذا شادابی[5] (۲۰۱۳)، در مطالعه خود، با بررسی ۱۷۴ کشور در سال ۲۰۱۰ و با در نظر گرفتن تمام متغیرهای کنترلی اقتصادی و غیراقتصادی، نشان داد که اسلام و مسیحیت، تأثیر بسزایی بر فسادمالی ندارند. بنابراین، با در نظر گرفتن مطالعات پیشین در این زمینه، در مطالعه حاضر، سعی بر این است تا ارتباط بین فسادمالی و جنسیت را با در نظر گرفتن نقش نهادی دولت و در چهارچوب ادیان مورد بررسی قرار دهد.

نظر به مطالعات صورت گرفته، می توان اذعان داشت که مطالعات مذکور، متفقاً به این نتیجه رسیده اند که با افزایش حضور زنان در عرصه های اقتصادی و سیاسی، فسادمالی کاهش می یابد؛ اما شکاف تحقیقاتی موجود به روی دیگر سکه نیز اشاره دارد که: آیا افزایش فسادمالی، می تواند عاملی در کاهش حضور زنان در عرصه های اقتصادی و سیاسی باشد یا خیر؟ همچنین آیا این اثرگذاری

1. Friedman (1975)
2. La Porta *et al*. (1999)
3. Samanta (2011)
4. North *et al*. (2013)
5. Shadabi (2013)

صرفاً به دلیل رفتار جنسیتی است؛ از جمله اینکه زنان نسبت به مردان ریسک گریزتر می باشند و ... یا حاکمیت و نحوه عملکرد دولت، همان حلقه گمشده این اثرگذاری است؟ که از بین مطالعات فوق، تنها ایساری و شونت بایر[1](۲۰۱۹)، جنبه سیاسی آن را مورد بررسی قرار داده اند که از نظر رویکرد اقتصادی، متغیرها و نوع روش مورد استفاده، با مطالعه حاضر متفاوت می باشد.

لذا نتایج مطالعه حاضر به جهت رویکرد و استفاده از متغیرهای نابرابری جنسیت، فسادمالی و شاخص پول‌شویی، می تواند دستاوردی جدید در ادبیات فسادمالی باشد. مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در زمینه فسادمالی و جنسیت، با رویکرد اثبات نقش سیاسی و اقتصادی زنان در کاهش فسادمالی بوده است، در حالی که در مقاله حاضر، با تمرکز بر نقش نهاد دولت و دین، رویکرد متعارف یعنی نقش سیاسی و اقتصادی زنان در کاهش فسادمالی و نیز نقش فسادمالی در کاهش بسترهای فعالیت زنان در جامعه اعم از سیاست و اقتصاد، بررسی شده است.

۳. تصریح مدل

در پژوهش حاضر، از شاخص های ادراک فسادمالی، پول‌شویی و شاخص نابرابری جنسیتی استفاده به عمل آمده که از شاخص ادراک فسادمالی (CPI)، به‌منظور ارزیابی میزان شفافیت اقتصادی استفاده شده است. شاخص ذهنی ادراک فسادمالی، متعلق به بازه صفر تا ۱۰ بوده و شاخصی است که هرساله توسط سازمان بین المللی شفافیت[2] (TI) محاسبه و منتشر می شود. در این شاخص، مقدار عددی بزرگ‌تر بیانگر فسادمالی کمتر و شفافیت اقتصادی بیشتر است.

به منظور بررسی حساسیت نتایج به انتخاب شاخص، از شاخص پول‌شویی AML استفاده شده است. این شاخص، هر ساله توسط مؤسسه ضد پول‌شویی «بازل» سوئیس با استفاده از ۱۴ شاخص مبتنی بر استانداردهای AML/CTF، مقررات مالی، شفافیت عمومی، شاخص‌های اندازه‌گیری فسادمالی و حکومت قانون بر اساس ریسک موجود در پول‌شویی و تأمین مالی تروریسم در هر کشور، به رتبه بندی کشورهای دنیا می پردازد. امتیاز هر کشور از صفر (ریسک پایین در پول‌شویی) تا ۱۰ (ریسک بالا در پول‌شویی) می‌باشد.

به منظور بررسی های جنسیتی، از شاخص ترکیبی نابرابری جنسیتی (GII) که در سه بعد بهداشت، توانمندسازی و فعالیت های اقتصادی تهیه و تدوین شده است، استفاده می شود. این شاخص ها هر ساله برای تمام کشورهای جهان محاسبه و منتشر می شوند و اطلاعات آماری آن از طریق پایگاه سازمان توسعه ملل متحد طی گزارش های توسعه انسانی[3] (HDR)، قابل استناد می باشد. این شاخص از نظر عددی، بین صفر و یک است، و هرچه به یک نزدیکتر شود، بیانگر نابرابری جنسیتی بیشتر می باشد.

1. Esarey & Schwindt-Bayer (2019)
2. Transparency International
3. United Nations Development Program, Human Development Resource

جدول (۱)، بیانگر ویژگی‌های آماری متغیرهای سیستمی مورد استفاده در مقاله حاضر می‌باشد و ملاحظه می‌گردد که واریانس مقطعی بین کشوری، بیشتر از واریانس سری زمانی می باشد. به عبارتی، شناسایی ضرایب، از محل تفاوت‌های بین کشوری است.

جدول ۱: ویژگی های آماری متغیرهای سیستمی

متغیر	میانگین		انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم	مشاهدات
ادراک فساد مالی (CPI)	۴/۷۰	Overall	۲/۰۵	۱/۸	۹/۵	۸۹۰
		Between	۲/۰۳	۲/۰۶	۹/۱۵	۸۹
		within	۰/۳۲	۳/۴۷	۵/۵۷	۱۰
شاخص پول‌شویی (AML)	۵/۷۴	Overall	۱/۳	۰/۹۸	۸/۹۹	۸۹۰
		Between	۱/۲۴	۳/۰۰۲	۸/۵۷	۸۹
		within	۰/۴۰	۳/۷۲	۸/۰۳	۱۰
نابرابری جنسیتی (GII)	۰/۳۳	Overall	۰/۱۸	۰/۰۴	۰/۶۸	۸۹۰
		Between	۰/۱۸	۰/۰۴	۰/۶۸	۸۹
		within	۰/۰۲	-۰/۰۰۲	۰/۴۷	۱۰

مأخذ: یافته های پژوهش

به جهت اینکه هدف از نگارش مقاله حاضر، بررسی رابطه جنسیت و فسادمالی می باشد، تنوع شاخص فسادمالی، صرفاً به جهت تقویت مدل و اطمینان از نتایج به دست آمده می باشد. ابزارهای مورد استفاده نیز صرفاً به منظور تقویت مدل و کاهش حساسیت نتایج به متغیرها به دو دسته تقسیم شده است. ابزارهای حکمرانی خوب[1] با موضوع کیفیت حکمرانی است که با اتکا به ۶ شاخص، حق اظهار نظر و پاسخ گویی[2] (VA)، ثبات سیاسی[3] (PS)، کارآیی دولت[4] (GE)، کیفیت قوانین و مقررات[5] (RQ)، حاکمیت قانون[6] (RL) و کنترل فساد[7] (CCI) به عنوان نماینده ای از عملکرد دولت در نظر گرفته شده است و هر ساله توسط بانک جهانی برای اکثر کشورهای جهان محاسبه می شود.

1. Governance data
2. Voice and Accountability
3. Political Stability and Absence of Violence/Terrorism
4. Government Effectiveness
5. Regulatory Quality
6. Rule of Law
7. Control of Corruption

ابزارهای بعدی، شاخص های بنیاد فریزر[1] شامل اندازه دولت[2] (SOG)، ساختار قانونی و امنیت حقوق مالکیت[3] (LSPR)، دسترسی به پول سالم[4] (SM)، آزادی تجارت خارجی[5] (EFW) و مقررات[6] (REG) می باشند. این دو گروه از ابزارها، ابزارهای شناسایی عملکرد نهاد دولت می باشند و درنهایت، متغیرهای توسعه انسانی[7] (HDI)، توسعه فناوری اطلاعات[8] (IDI) و رشد اقتصادی[9] (تولید ناخالص داخلی سرانه) به عنوان شاخص هایی که بر بهبود هر یک از دو جنبه مقاله حاضر یعنی جنسیت و شفافیت اقتصادی مؤثر می باشند، در نظر گرفته شده ، و اطلاعات آماری این ابزارها، به ترتیب، از پایگاه های گزارش توسعه انسانی سازمان توسعه ملل متحد[10] (HDR)، اتحادیه جهانی مخابرات[11] (ITU) و بانک جهانی[12] (WB) استخراج شده است.

با توجه به ادبیات موضوع در راستای بررسی اهداف پژوهش حاضر، تقویت مدل و کاهش حساسیت نتایج به انتخاب شاخص فسادمالی، دو شاخص ادراک فسادمالی و شاخص پول‌شویی و دو دسته متغیرهای ابزاری در نظر گرفته شده است. لذا سیستم های ذیل با توجه به شاخص ها و ابزارهای مورد بررسی، به دو گروه دوتایی تقسیم شده اند.

سیستم های شماره (۱)، مربوط به شاخص ادراک فسادمالی (CPI)، سیستم های شماره (۲)، مربوط به شاخص پول‌شویی (AML)، یک بار با گروه ابزاری حکمرانی خوب (Governance) و یک بار با گروه ابزاری بنیاد فریزر (Fraser) برآورد می شوند.

$$\begin{cases} \mathrm{CPI} = \mathrm{f}(\mathrm{lag\ CPI}, \mathrm{GII}) \\ \mathrm{GII} = \mathrm{f}(\mathrm{lag\ GII}, \mathrm{CPI}) \end{cases} \quad (۱)$$

$$\begin{cases} AML = \mathrm{f}(\mathrm{lag\ AML}, \mathrm{GII}) \\ \mathrm{GII} = \mathrm{f}(\mathrm{lag\ GII}, \mathrm{AML}) \end{cases} \quad (۲)$$

$$\mathrm{IV(Governance)} = \mathrm{RQ, RL, VA, GE, PS, CCI, IDI, GDP, HDI}$$
$$\mathrm{IV(Fraser\ )} = \mathrm{LSRP, REG, SM, EFW, SOG, IDI, GDP, HDI}$$

در مقاله حاضر، انتظار می رود که با افزایش شفافیت (کاهش شاخص ادراک فسادمالی) و کاهش ریسک پول‌شویی، شاخص نابرابری جنسیتی کاهش یابد، همچنین با کاهش نابرابری جنسیتی، انتظار می رود که شفافیت اقتصادی، افزایش و ریسک پول‌شویی، کاهش یابد.

1. Fraser Institute
2. Size of Government
3. Legal System and Property Rights
4. Sound Money
5. Freedom to Trade Internationally
6. Regulation
7. Human Development index
8. ICT Development Index
9. Economic Growth
10. Human Development Report
11. International Telecommunication Union
12. World Bank

۴. برآورد مدل

۴-۱. برآورد مدل به روش GMM-SYSTEM

نظر به اینکه در مقاله حاضر، به برآورد سیستمی بر پایه روش داده های تابلویی پویا پرداخته شده، قبل از برآورد سیستم ها، به منظور اطمینان از نبود رگرسیون کاذب، آزمون مانایی[1] انجام شده است. نتایج آزمون ها طبق جدول شماره (۲)، حاکی از عدم وجود ریشه واحد برای همه متغیرها با عرض از مبدأ و روند است و به عبارتی، فرضیه صفر آزمون ریشه واحد مبنی بر وجود ریشه واحد (نامانایی) رد شده ، و لذا با مانا بودن همه متغیرها در سطح مشکل رگرسون کاذب وجود نداشته است.

همچنین به منظور بررسی حساسیت نتایج نسبت به ادیان، دو گروه کشورهای مسلمان و مسیحی نیز مورد بررسی قرار گرفتند. در جدول های شماره (۳)، (۴)، (۵) و (۶)، نتایج برآورد سیستم هایی ارائه شده است که به طور همزمان، با حضور نهاد دولت یک بار بدون در نظر گرفتن ادیان و یک بار هم با در نظر گرفتن ادیان، به بررسی رابطه شاخص ادراک فسادمالی و شاخص پول‌شویی با نابرابری جنسیتی پرداخته شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیرها		با عرض از مبدأ و روند				
		LLC	IPS	ADF	PP	مانایی
CPI	آماره آزمون	-۷/۷۷	-۱/۳۱	۲۱۱/۵۶	۲۲۶/۳۱	I(0)
	سطح احتمال	۰,۰۰۰	۰,۱	۰,۰٤	۰,۰۰۸	
AML	آماره آزمون	-۱۷/۹۰	-۳/۸۴	۳۳۸/۱۵	۴۱۲/۱۲	I(0)
	سطح احتمال	۰,۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰	
GII	آماره آزمون	-۲۴/۹۳	-۱/۴۶	۲۲۰/۸۱	۲۳۶/۷۳	I(0)
	سطح احتمال	۰,۰۰۰	۰,۰۷	۰,۰۲	۰,۰۰۲	

مأخذ: یافته های پژوهش

نتایج سیستم های شماره (۱)، که در آن، به برآورد ارتباط بین متغیرهای ادراک فسادمالی و نابرابری جنسیتی پرداخته شده، در جدول شماره (۳)، ملاحظه می شود. نتایج سیستم گروه IV(Governance) که در حضور ابزارهای نهادی حکمرانی خوب برآورد شده، حاکی از آن است که شاخص نابرابری جنسیتی و شاخص ادراک فسادمالی[2]، رابطه ای منفی و معنی دار دارند؛ به این معنی که با هر واحد افزایش در شاخص نابرابری جنسیتی، شاخص ادراک فسادمالی، ۰/۴۱ کاهش می یابد. به عبارتی، با افزایش نابرابری جنسیتی، شفافیت اقتصادی کاهش می یابد. همچنین با یک

1. Unit Root Test

۲. شاخص ادراک فسادمالی، عددی بین ۱ تا ۱۰ می باشد که هرچه به سمت ۱۰ نزدیکتر شود، بیانگر شفافیت اقتصادی بیشتر است.

واحد افزایش در شاخص فسادمالی (افزایش شفافیت اقتصادی)، شاخص نابرابری جنسیتی ۰/۰۰۱ کاهش می یابد.

با طبقه بندی کشورها از لحاظ ادیان از جمله کشورهای مسلمان، کشورهای مسیحی و سایر کشورها (غیر از اسلام و مسیحیت) نیز نتایج مشابهی ملاحظه شده است. لذا می توان اذعان داشت که در بررسی ارتباط شفافیت اقتصادی و نابرابری جنسیتی، نتایج نسبت به ادیان حساس نمی باشند.

از طرفی، نتایج ارائه شده در جدول شماره (۴)، سیستم گروه (IV(Fraser، که با حضور ابزارهای نهادی بنیاد فریزر برآورد شده است، مشابه نتایج سیستم گروه IV(Governance) می باشد. به طوری که با یک واحد افزایش در شاخص ادراک فسادمالی (افزایش شفافیت اقتصادی)، شاخص نابرابری جنسیتی، ۰/۰۰۱ کاهش یافته و در مقابل، با یک واحد افزایش در شاخص نابرابری جنسیتی، شاخص ادراک فسادمالی، ۰/۴۷ کاهش می یابد. به عبارتی، افزایش شفافیت اقتصادی در پی کاهش نابرابری جنسیتی، نتیجه شده که با بررسی ادیان نیز نتایج فوق تأیید می گردد. لذا می توان نتیجه گرفت، همان طور که انتظار می رفت، شاخص های ادراک فسادمالی و نابرابری جنسیتی در حضور شاخص های نهادی، معرف عملکرد دولت، دارای رابطه ای منفی و علیتی بوده و نتایج، به انتخاب ابزارهای نهادی و ادیان حساس نمی باشد.

جدول ۳: ارتباط شاخص ادراک فسادمالی و نابرابری جنسیتی با ابزارهای حکمرانی خوب

متغیر مستقل	متغیر وابسته شاخص ادراک فسادمالی			
	کشورهای جهان	کشورهای اسلامی	کشورهای مسیحی	سایر کشورها
CPI (-2)	۰/۹۳ (۰,۰۰)	۰/۹۰ (۰,۰۰)	۰/۹۳ (۰,۰۰)	۰/۹۵ (۰,۰۰)
GII	-۰/۴۱ (۰,۰۰)	-۰/۲۴ (۰,۰۰)	-۰/۵۵ (۰,۰۰)	-۰/۲۹ (۰,۰۹)
عدد ثابت	۰/۵۱ (۰,۰۰)	۰/۵۵ (۰,۰۰)	۰/۵۷ (۰,۰۰)	۰/۴۰ (۰,۰۰)
D.W	۱/۱۹۷	۱/۲۳	۱/۱۴	۱/۳۵
متغیر وابسته، شاخص نابرابری جنسیتی				
GII (-1)	۰,۹۹ (۰,۰۰)	۰,۹۸ (۰,۰۰)		
GII (-2)			۰,۹۹ (۰,۰۰)	۰,۹۷ (۰,۰۰)
CPI	-۰,۰۰۱ (۰,۰۰)	-۰,۰۰۲ (۰,۰۴)	-۰,۰۰۰۵ (۰,۰۱)	-۰,۰۰۲ (۰,۰۰)
عدد ثابت	۰,۰۰۲ (۰,۱۶)	۰,۰۱ (۰,۱)	-۰,۰۱ (۰,۰۰)	۰,۰۱ (۰,۰۰)
D.W	۱,۶۱۵	۱/۳۷	۱,۲۵	۰,۹۹
J- statistic	۰,۲۸	۰/۴۳	۰/۴۰	۰,۵۰

مأخذ: یافته های پژوهش

* مقادیر داخل پرانتز بیانگر سطح احتمال (prob) می باشند.

* حروف اختصاری، معرف متغیرهای سیستمی می باشند: شاخص ادراک فسادمالی (CPI)، شاخص نابرابری جنسیتی (GII)

جدول ۴: ارتباط شاخص ادراک فسادمالی و نابرابری جنسیتی با ابزارهای بنیاد فریزر

متغیر مستقل	متغیر وابسته شاخص ادراک فسادمالی			
	کشورهای جهان	کشورهای اسلامی	کشورهای مسیحی	سایر کشورها
CPI (-2)	۰,۹۲ (۰,۰۰)	۰,۹۵ (۰,۰۰)	۰,۹۶ (۰,۰۰)	۰,۹۴ (۰,۰۰)
GII	-۰,۴۷ (۰,۰۰)	-۰,۳۳ (۰,۱۵)	-۰,۲۶ (۰,۰۹)	-۰,۲۹ (۰,۱۴)
عدد ثابت	۰,۵۸ (۰,۰۰)	۰,۲۸ (۰,۰۳)	۰,۳۵ (۰,۰۰)	-۰,۴۱ (۰,۰۰)
D.W	۱,۱۸	۱,۲۶	۱,۱۶	۱,۳۵
متغیر وابسته، شاخص نابرابری جنسیتی				
GII (-1)		۰,۹۸ (۰,۰۰)		
GII (-2)	۰,۹۸ (۰,۰۰)		۰,۹۹ (۰,۰۰)	۰,۹۷ (۰,۰۰)
CPI	-۰,۰۰۱ (۰,۰۱)	-۰,۰۰۱ (۰,۰۸)	-۰,۰۷ (۰,۰۵)	-۰,۰۰۲ (۰,۰۰)
عدد ثابت	۰,۱۷ (۰,۰۸)	۰,۰۱ (۰,۰۷)	-۰,۰۱ (۰,۰۱)	۰,۰۱ (۰,۰۰)
D.W	۱,۰۹	۱,۳۸	۱,۲۴	۰,۹۹
J- statistic	۰,۲۵	۰,۳۴	۰,۳۷	۰,۵۶

مأخذ: یافته های پژوهش

* مقادیر داخل پرانتز، بیانگر سطح احتمال (prob) می باشند.

* حروف اختصاری معرف متغیرهای سیستمی می باشند: شاخص ادراک فسادمالی (CPI)، شاخص نابرابری جنسیتی (GII)

در دو جدول (۵) و (۶)، نتایج برآورد سیستم های شماره (۲)، مربوط به شاخص نابرابری جنسیتی و شاخص پول‌شویی گزارش شده و نتایج برآورد سیستم ها با گروه IV(Governance) ، بیانگر رابطه ای مثبت و معنی‌دار بین شاخص های پول‌شویی و نابرابری جنسیتی بوده، به طوری که با احتمال ۹۹ درصد، با یک واحد افزایش در شاخص نابرابری جنسیتی، شاخص پول‌شویی، ۰/۷۶ افزایش یافته است. از طرفی، با یک واحد افزایش در شاخص پول‌شویی، با احتمال ۹۹ درصد، نابرابری جنسیتی به میزان ۰/۰۰۲ واحد افزایش می یابد. در مقابل نیز نتایج جدول (۶)، برآوردی در گروه

IV(Fraser)، که با حضور ابزارهای بنیاد فریزر است، که مشابه نتایج با حضور شاخص‌های حکمرانی خوب می‌باشد.

همچنین با بررسی حساسیت نتایج نسبت به ادیان، ملاحظه می شود که با اطمینان بالایی، نتایج مؤید اثر مثبت و معنی دار شاخص پول‌شویی و نابرابری جنسیتی بر یکدیگر می باشند.

جدول ۵: ارتباط شاخص پول‌شویی و نابرابری جنسیتی با ابزارهای حکمرانی خوب

متغیر مستقل	متغیر وابسته شاخص پول‌شویی			
	کشورهای جهان	کشورهای اسلامی	کشورهای مسیحی	سایر کشورها
AML (-2)	۰,۸۶ (۰,۰۰)	۰,۹۱ (۰,۰۰)	۰,۸۸ (۰,۰۰)	۰,۹۳ (۰,۰۰)
GII	۰,۷۶ (۰,۰۰)	۰,۴۱ (۰,۰۰)	۰,۷۹ (۰,۰۰)	۰,۴۷ (۰,۰۰)
عدد ثابت	۰,۵۴ (۰,۰۰)	۰,۳۶ (۰,۰۰)	۰,۴۴ (۰,۰۰)	۰,۲۹ (۰,۰۰)
D.W	۱,۱۱	۱,۰۷	۱,۰۷	۰,۸۲
متغیر وابسته، شاخص نابرابری جنسیتی				
GII (-2)	۰,۹۸ (۰,۰۰)	۰,۹۶ (۰,۰۰)	۰,۹۹ (۰,۰۰)	۰,۹۷ (۰,۰۰)
AML	۰,۰۰۲ (۰,۰۰)	۰,۰۱ (۰,۰۰)	۰,۴۶ (۰,۰۳)	۰,۰۰۴ (۰,۰۰)
عدد ثابت	-۰,۰۱ (۰,۰۰)	-۰,۰۴ (۰,۰۰)	-۰,۰۱ (۰,۰۰)	-۰,۰۲ (۰,۰۰)
D.W	۱,۱۹	۱,۱۱	۱,۲۵	۱,۰۳
J- statistic	۰,۲۵	۰,۳۵	۰,۲۵	۰,۵۰

مأخذ: یافته های پژوهش

* مقادیر داخل پرانتز، بیانگر سطح احتمال (prob) می باشند.

* حروف اختصاری، معرف متغیرهای سیستمی می باشند: شاخص پول‌شویی (AML) و شاخص نابرابری جنسیتی (GII)

جدول ۶: ارتباط شاخص پول‌شویی و نابرابری جنسیتی با ابزارهای بنیاد فریزر

متغیر مستقل	متغیر وابسته شاخص پول‌شویی			
	کشورهای جهان	کشورهای اسلامی	کشورهای مسیحی	سایر کشورها
AML (-2)		۰,۹۰ (۰,۰۰)	۰,۸۹ (۰,۰۰)	۰,۹۲ (۰,۰۰)
AML (-3)	۰,۷۹ (۰,۰۰)			
GII	۱,۱۶ (۰,۰۰)	۰,۴۵ (۰,۰۰)	۰,۷۲ (۰,۰۰)	۰,۵۴ (۰,۰۰)
عدد ثابت	۰,۷۸ (۰,۰۰)	۰,۳۸ (۰,۰۰)	۰,۳۵ (۰,۰۰)	۰,۳۰ (۰,۰۰)
D.W	۰,۷۵	۱,۰۷	۱,۰۷	۰,۸۲
متغیر وابسته، شاخص نابرابری جنسیتی				
GII (-2)		۰,۹۶ (۰,۰۰)	۰,۹۹ (۰,۰۰)	۰,۹۷ (۰,۰۰)
GII (-3)	۰,۹۷ (۰,۰۰)			
AML	۰,۰۰۳ (۰,۰۰)	۰,۰۱ (۰,۰۰)	۰,۴۰ (۰,۰۱)	۰,۰۰۳ (۰,۰۰)
عدد ثابت	−۰,۰۲ (۰,۰۰)	−۰,۰۴ (۰,۰۰)	−۰,۰۱ (۰,۰۰۲)	−۰,۰۲ (۰,۰۰)
D.W	۰,۹	۱,۱۱	۱,۲۵	۱,۰۳
J- statistic	۰,۲۴	۰,۳۰	۰,۲۱	۰,۴۷

مأخذ: یافته های پژوهش

* مقادیر داخل پرانتز، بیانگر سطح احتمال (prob) می باشند.

* حروف اختصاری معرف متغیرهای سیستمی می باشند: شاخص پول‌شویی (AML) و شاخص نابرابری جنسیتی (GII)

در نتیجه، در برآوردهای سیستمی فوق، رابطه دوسویه بین جنسیت و فسادمالی تأیید شده است که پیش تر ایساری و بایر (Esarey & Schwindt-Bayer, 2019) برای اولین بار رابطه علیتی این دو متغیر را تأیید نموده بودند.

همچنین می توان اذعان داشت که هم راستا با مطالعه ریواس (Rivas, 2013) که نوع حاکمیت را در وقوع فسادمالی مؤثر می داند، مقاله حاضر نیز اثبات نموده که رابطه متغیرهای جنسیتی و فسادمالی، قویاً تحت تأثیر نوع حاکمیت و عملکرد دولت، میزان توسعه فناوری اطلاعات، رشد اقتصادی و توسعه انسانی است، اما همان طور که شادابی (Shadabi, 2013) در مطالعه خود، اسلام و مسیحیت را در میزان وقوع فسادمالی بی تأثیر می داند، مطالعه حاضر نیز رابطه دوسویه فسادمالی و جنسیت را در حضور متغیرهای نهادی، صرف نظر از نوع مذهب (اسلام و مسیحیت) تأیید می نماید.

بنابراین، هدف مقاله حاضر که تبیین رفتار جنسیتی انسان ها در قالب نهاد دولت می باشد، وجود رابطه دوسویه بین شاخص فسادمالی و شاخص نابرابری جنسیتی را تأیید نموده و نهاد دولت را به عنوان حلقه اتصال این ارتباط می داند. علاوه بر آن، یافته های تحقیق حاضر، بیانگر عدم حساسیت نتایج به انتخاب شاخص های فسادمالی، انتخاب ابزارهای نهادی معرف دولت و ادیان می باشد.

۲-۴. برآورد مدل به روش PVAR

نظر به اینکه نتایج تخمین مدل های خودرگرسیون برداری در پانل دیتا قابل تفسیر نبوده و صرفاً هدف بررسی توابع عکس العمل آنی و بررسی رابطه علیتی است، به این منظور، با توجه به مانایی متغیرها در جدول (۲) و اطمینان از مانایی همه متغیرها از یک درجه و عدم وجود رگرسیون کاذب، برای هر دو سیستم مورد مطالعه، وقفه های بهینه تعیین شدند؛ به طوری که در جدول های شماره (۷) و (۸) مشخص شده است، با استفاده از آماره های آکائیک[1]، شوارتز[2] و حنان کوئین[3]، وقفه بهینه برای هر دو سیستم، یک می باشد. انتخاب وقفه بهینه برای بررسی رابطه علیتی بین متغیرها و توابع عکس العمل آنی بسیار مهم است، به صورتی که آزمون علیت گرنجری، نسبت به انتخاب طول وقفه بهینه حساس بوده و در صورت انتخاب طول وقفه بهینه اشتباه، به نتایجی غیرقابل اعتماد در مدل منجر خواهد شد.

جدول ۷: نتایج انتخاب وقفه بهینه سیستم ۱

Lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۷۳۰,۹-	NA	۰,۰۵	۲,۷۴	۲,۷۶	۲,۷۵
۱	۱۳۵۸,۰۴	۴۱۵۴,۵	۰,۰۰۰۰۳	۵,۰۶-	*۵,۰۱-	۵,۰۴-
۲	۱۳۷۰,۳	۲۴,۲۵	۰,۰۰۰۰۳	۵,۰۹-	۵,۰۱-	*۵,۰۶-
۳	۱۳۷۳,۹	۷,۱۲	۰,۰۰۰۰۳	۵,۰۹-	۴,۹۸-	۵,۰۵-
۴	۱۳۸۳,۷	*۱۹,۳۷	*۰,۰۰۰۰۲	*۵,۱۱-	۴,۹۷-	۵,۰۶-

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۸: نتایج انتخاب وقفه بهینه سیستم ۲

Lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۵۳۹,۱۱	NA	۰,۰۳	۲,۰۶	۲,۰۴	۲,۰۳
۱	۱۲۸۰,۳	*۶۳۱۸,۵	*۰,۰۰۰۰۳	*۴,۷۷-	*۴,۷۲-	*۴,۷۵-
۲	۱۲۸۱,۹	۳,۰۵	۰,۰۰۰۰۳	۴,۷۶-	۴,۶۸-	۴,۷۳-
۳	۱۲۸۳,۳	۲,۸۹	۰,۰۰۰۰۳	۴,۷۵-	۴,۶۴-	۴,۷۱-
۴	۱۲۸۶,۵	۶,۲۶	۰,۰۰۰۰۳	۴,۷۵-	۴,۶۱-	۴,۶۹-

مأخذ: یافته های پژوهش

نظر به اینکه نتایج مدل PVAR قابل تفسیر نبوده و صرفاً از آنها برای بررسی رابطه علی بین متغیرها و توابع عکس العمل آنی استفاده می شود، لذا با توجه به نتایج برآورد به روش PVAR جدول (۹) و (۱۰)، نتایج رابطه علی متغیرهای سیستمی در جدول (۱۱) گزارش شده است. ملاحظه می شود که در هر چهار معادله (سیستم ۱ و ۲)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود علیت گرنجری، رد، و فرضیه مقابل مبنی بر وجود رابطه علیت گرنجری تأیید شده است. به عبارتی، علیت دوطرفه بین

1. Modified Akaike Information Criterion (AIC)
2. Modified Bayesian Information Criterion (SC)
3. Modified Quinn Information Criterion (HQ)

متغیرهای نابرابری جنسیتی و شاخص ادراک فسادمالی (سیستم ۱) و همچنین بین متغیرهای نابرابری جنسیتی و پول‌شویی (سیستم ۲) وجود دارد.

جدول ۹: نتایج برآورد مدل PVAR برای سیستم ۱

شرح	CPI		GII	
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال
CPI(-1)	۰,۹۶	۰,۰۰۷	-۰,۰۰۱	۰,۰۰۰۴
GII(-1)	-۰,۱۶	۰,۰۸	۰,۹۸	۰,۰۰۴

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل PVAR برای سیستم ۲

شرح	AML		GII	
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال
AML (-1)	۰,۹۲	۰,۰۰۹	۰,۰۰۲	۰,۰۰۰۵
GII(-1)	۰,۴۶	۰,۰۶	۰,۹۸	۰,۰۰۴

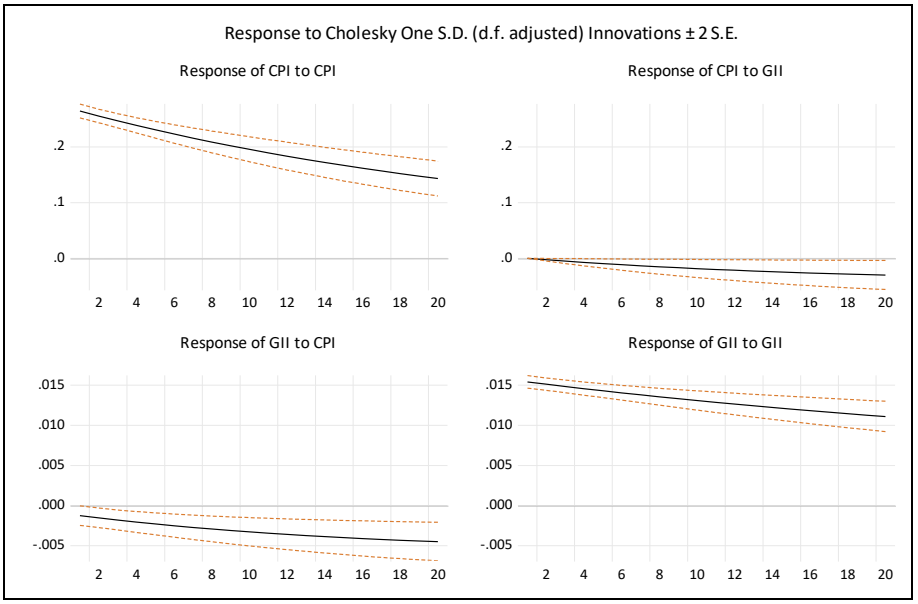
مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۱۱: نتایج آزمون دو طرفه علیت گرنجری برای سیستم ها

آزمون علیت گرنجری		
فرضیه صفر	آماره آزمون	احتمال
$GII \nrightarrow CPI$	۴,۶۸	*۰,۰۳
$CPI \nrightarrow GII$	۸,۴۱	۰,۰۰۴
$GII \nrightarrow AML$	۵۵,۲۳	۰,۰۰۰
$AML \nrightarrow CPI$	۱۲,۷۲	۰,۰۰۰

مأخذ: یافته های پژوهش

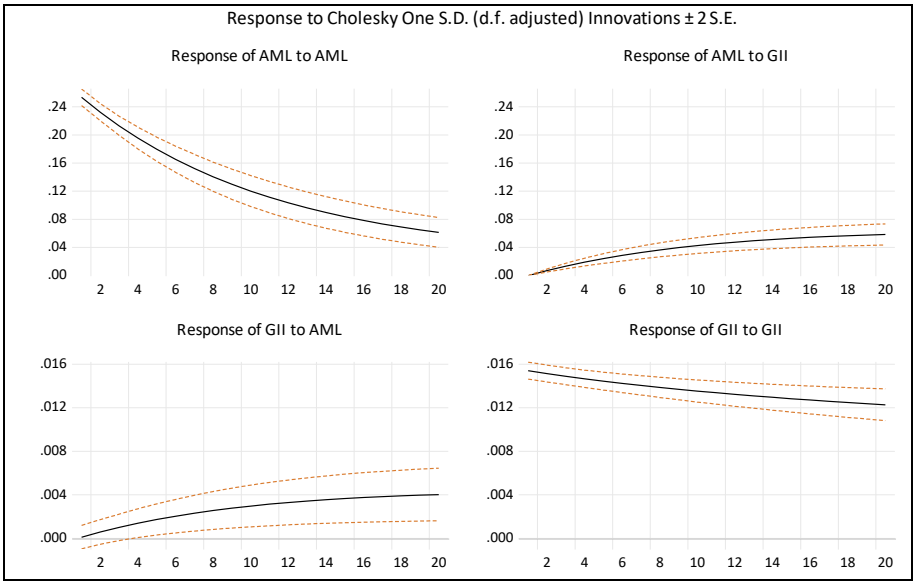
یکی دیگر از کاربردهای روش PVAR، بررسی واکنش متغیرهای الگو نسبت به شوک های به وجود آمده در هر یک از متغیرها می باشد. به منظور بررسی رابطه بین متغیرهای اصلی در هر سیستم، پویایی اثرات متقابل متغیرها از طریق مدل خودرگرسیون برداری در پانل دیتا (PVAR) مورد ارزیابی قرار گرفته است. به عبارتی، نشان داده می شود که اگر یک تغییر ناگهانی (شوک) در یک متغیر رخ دهد، اثر آن بر روی خود متغیر و دیگر متغیرها در طول دوره های مختلف، چه مقدار خواهد بود. به این منظور، برای هر دو سیستم مورد مطالعه، توابع عکس العمل آنی بررسی شده است.



مأخذ: یافته های پژوهش

شکل ۱: توابع عکس العمل آنی برای سیستم ۱

نمودار فوق، توابع عکس العمل آنی متغیرهای نابرابری جنسیتی و شاخص ادراک فساد مالی در مقابل شوک های وارد شده به اندازه یک انحراف معیار را نشان می دهد. خطوط وسط، بیانگر عکس العمل های آنی متغیرهای نابرابری جنسیتی و شاخص ادراک فسادمالی تا ۲۰ دوره بوده و خطوط بالا و پایین، کرانه های مثبت و منفی برای انحراف معیار عکس العمل های آنی می باشند. به عبارتی، با بروز هر شوک از طرف شاخص ادراک فسادمالی، شاخص نابرابری جنسیتی، روندی نزولی را در پیش می گیرد و واکنش نابرابری جنسیتی به شاخص ادراک فسادمالی طی ۲۰ دوره، منفی است. لذا همان طور که انتظار داشتیم و در نتایج مدل های GMM-SYSTEM نیز اثبات شده است، با افزایش شاخص فسادمالی (افزایش شفافیت)، نابرابری جنسیتی کاهش می یابد. طبق نتایج منعکس شده در نمودار فوق، شوک ناشی از شاخص نابرابری جنسیتی نیز دارای اثر معکوس بر شاخص ادراک فسادمالی می باشد اما نسبت به شوک وارده به شاخص نابرابری جنسیتی از طرف شاخص فسادمالی این اثر طی ۲۰ دوره، ملایم تر می باشد.



مأخذ: یافته های پژوهش

شکل ۲: توابع عکس العمل آنی برای سیستم ۲

نمودار فوق، توابع عکس العمل آنی متغیرهای نابرابری جنسیتی و شاخص پول‌شویی در مقابل شوک های وارد شده به اندازه یک انحراف معیار را نشان می دهد. در نمودار فوق، خطوط وسط، بیانگر عکس العمل های آنی متغیرهای نابرابری جنسیتی و شاخص پول‌شویی تا ۲۰ دوره بوده و خطوط بالا و پایین، کرانه های مثبت و منفی برای انحراف معیار عکس العمل های آنی می باشند. طبق نتایج نمودار (۲)، با هر شوک، افزایش شاخص پول‌شویی طی ۲۰ دوره، شیب تابع عکس العمل شاخص نابرابری جنسیتی صعودی اما کاهنده می باشد. به عبارتی، شاخص نابرابری جنسیتی افزایش می یابد اما در طول دوره، از سرعت این افزایش کاسته می شود. نتایج برای شوک شاخص نابرابری جنسیتی نیز به صورت مشابه می باشد به عبارتی رابطه مثبت و کاهنده در واکنش نابرابری جنسیتی به پول‌شویی نیز طبق انتظار، صادق است.

بنابراین، نتایج هر دو الگوی مورد مطالعه در مقاله حاضر، مؤید ارتباط منفی و معنادار بین متغیرهای سیستم اول یعنی نابرابری جنسیتی و شاخص ادراک فسادمالی بوده و همچنین ارتباط مثبت و معنادار در سیستم دوم یعنی بین دو شاخص نابرابری جنسیتی و پول‌شویی می باشند.

۵. نتیجه گیری

مقاله حاضر با هدف تبیین رفتار جنسیتی انسان ها در قالب نهاد دولت و ادیان با استفاده از رویکرد داد های تابلویی پویا، به بررسی رابطه دوسویه شاخص فسادمالی و نابرابری جنسیتی با بهره گیری از داده های آماری ۸۹ کشور جهان طی سالهای ۲۰۱۷-۲۰۰۸ پرداخته، که انتخاب کشورها با توجه به دسترسی به اطلاعات آماری بوده، و در این راستا، از شاخص ادراک فسادمالی، شاخص پول‌شویی و شاخص نابرابری جنسیتی استفاده شده است. نتایج، حاکی از آن است که: اثر همزمان و اثر علی جنسیت بر فسادمالی اثبات می شود و به نوع ابزارها و شاخص های فسادمالی حساس نمی باشد.

مقاله حاضر در بررسی رابطه بین فسادمالی و جنسیت، عوامل نهادی از جمله عملکرد نهاد دولت را مسأله‌ای بسیار مهم تر از ویژگی های فردی یا جنسیتی یافته و در این راستا به بررسی رابطه این دو متغیر در حضور نهاد دولت و ادیان پرداخته است؛ به طوری که در حضور نهاد دولت، با افزایش شفافیت اقتصادی، شاخص نابرابری جنسیتی کاهش می یابد. از طرفی با کاهش نابرابری جنسیتی، شفافیت اقتصادی افزایش می یابد. همچنین از دیگر نتایج مقاله حاضر، عدم حساسیت نتایج به ادیان بوده ، و در تمام سیستم های مورد بررسی، آزمون سارگان مبنی بر معتبر بودن ابزارها به تأیید رسیده و بنابراین، طبق نتایج، می توان اذعان داشت که اهداف مقاله حاضر، تأیید شده است.

در خاتمه و در راستای نتایج به دست آمده، می توان تأیید کرد که ریشه ها و پیامدهای عارضه هایی همچون فسادمالی و نابرابری جنسیتی در سایه عملکرد نامناسب دولت ها به وقوع می پیوندند و با توجه به اینکه یکی از شاخص های مورد ارزیابی فسادمالی در مقاله حاضر، شاخص پول‌شویی بوده است، لذا می توان گفت که انضباط مالی و شفافیت مبادلات مالی و بانکی، به کاهش پول‌شویی و در نتیجه، کاهش فسادمالی در حوزه مالی و بانکی منجر خواهد شد. بنابراین، اندازه بهینه دولت و تغییر در هدف گذاری تصمیم های اقتصادی با رویکرد بهبود شاخص های بخش عمومی و نهادهای مالی و تطابق با استانداردهای مالی و بانکی در جهت افزایش شفافیت، عاملی مهم در مهار عارضه های اجتماعی-اقتصادی و سیاسی است.

به منظور گسترش مطالعات آتی در این زمینه، پیشنهاد می گردد با استفاده از سایر شاخص های شفافیت، جنسیت و ابزارهای نهادی، حساسیت نتایج نسبت به انتخاب شاخص ها و ابزارها بررسی گردد.

References

Azadeh Mansoreh, A. (2005)."Awareness of Gender Inequality: A Model for Measuring Knowledge of Gender Inequalities". Journal of Women in Development and Politics, 2: 51-73, (in Farsi).

Breen, M., Gillanders, R., McNulty, G., & Suzuki. A. (2017). "Gender and Corruption in Business". The Journal of Development Studies, 53(9): 1486-1501.

Dollar, D., Fisman, R., & Gatti. R. (2001). "Are Women Really the "Fairer" Sex? Corruption and Women in Government". Journal of Economic Behavior & Organization, 46(4): 423-429.

Eckel, C. C., & Füllbrunn, S. C. (2015). "Thar SHE Blows? Gender, Competition, and Bubbles in Experimental Asset Markets". American Economic Review, 105(2): 906-920.

Ene, C. M., Uzlau, M. C., & Cristea. D. G. (2012). "The Economic Impact of Financial Abuse, Financial Crime and Money Laundering". Hyperion International Journal of Econophysics & New Economy, 5(1): 147-158.

Esarey, J., & Chirillo, G. (2013). ""Fairer Sex" or Purity Myth? Corruption, Gender, and Institutional Context". Politics & Gender, 9(4): 361-389.

Esarey, J., & Schwindt-Bayer, L. A. (2019). "Estimating Causal Relationships between Women's Representation in Government and Corruption". Comparative Political Studies, 52(11): 1713-1741.

Forgues Puccio, G. F., & Lauw. E. (2021). "Gender Inequality, Corruption, and Economic Development". Review of Development Economics, 25(4): 2133-2156.

Hayble Gomes, E. E. (2016). The Economic Impact of Deficient Anti Money Laundering Program to a Multinational Bank (Publication No. 10164833) (Doctoral dissertation, Walden University). Proquest Dissertations and Theses Global.

Karimi Petanlar, S., Babazadeh, M., & Hamidi. N. (2011). "The Effect of Fiscal Corruption on Government Tax Revenues and Expenditure: Case Study of Selected Developing Countries". Journal of Economic Research and Policies, 19(57): 157-170, (in Farsi).

Karimi, S., Gilak Hakim Abadi, M. T., & Nabati. Z. (2018). "Financial Corruption and Women Employment in Selected Countries". Women Studies, 8(22): 65-81, (in Farsi).

Keshtkar, M. (2010). *Money Laundering Phenomenon, International Measures and Anti-Money Laundering Solutions*. Central Bank of the Islamic Republic of Iran: 1-41, (in Farsi).

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny. R. (1999). "The Quality of Government". The Journal of Law, Economics, and Organization, 15(1): 222-279.

North, C. M., Orman, W. H., & Gwin, C. R. (2013). "Religion, Corruption, and the Rule of Law". Journal of Money, Credit and Banking, 45(5): 757-779.

Rivas, M. F. (2013). "An Experiment on Corruption and Gender". Bulletin of Economic Research, 65(1): 10-42.

Samanta, S. K. (2011). "Corruption, Religion and Economic Performance in OPEC Countries: An Analysis". International Journal of Economics, Management and Accounting, 19(2).

Samimi, A., & Hosseinmardi, H. (2011). "Gender and Corruption: Evidence from Selected Developing Countries". Middle East Journal of Scientific Research, 9(6), 718-727.

Shadabi, L. (2013). "The Impact of Religion on Corruption". The Journal of Business Inquiry, 12(1): 102-117.

Statnik, J. C., Vu, T. L. G., & Weill, L. (2022). "Does Corruption Discourage More Female Entrepreneurs from Applying for Credit?". Comparative Economic Studies, : 1-28.

Swamy, A., Knack, S., Lee, Y., & Azfar, O. (2001). "Gender and Corruption". Journal of Development Economics, 64(1): 25-55.

Tanzi, V. (1998). "Corruption Around the World: Causes, Consequences, Scope, and Cures". Staff Papers, 45(4): 559-594.

Treisman, D. (2000). "The Causes of Corruption: A Cross National Study". Journal of Public Economics, 76(3): 399-457.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P: 145-168

The Key to Solve the Corruption problem: Gender, Government, Religions and their Impact on Each Other[1]

Naime Hamidi[2]
Karim Azarbayjani[3]
Morteza Sameti[4]

Received: 2022-8-6 Accepted: 2022-9-11

Aim and Introduction

In recent years, economists have come to recognize that corruption is not just a deviation or a hurt; it is a systemic feature of many economies, which constitutes a significant impediment to economic growth and development. The present article tries to answer this question: does corruption more depended on gender or institutional factors? Today with the spread of corruption, its negative effects have overshadowed many economic, social and political aspects and have led to reduced efficiency. The international community considers corruption as an economic and social complication and many thinkers in economic, social, political and psychological sciences are studying its causes and consequences. Studies have expanded to such an extent that in the study of (Dollar et al., 2001), women are considered as myth of transparency for reasons such as lower risk averse than men and less meet with corrupt activities because they enter the labor market later than men. In this regard, (Karimi et al., 2018), also concluded that with the increase of women participation in the public sector, corruption will decrease. Therefore, less gender inequality in the economy and politics leads to the less corruption. But according to a Europol report in 2019, " Crime has no gender." Therefore, this study investigates the issue in a different atmosphere from gender behavior and examines the issue in the framework of institutions. The present article investigates the gender behaviors of human in framework of government performance and religions. Corruption as a social complication has many negative economic effects such as reduced investment, economic growth, etc. (Tanzi, 1998). Therefore, it is rejected by all religions because of religion can influence human behavior and actions. Finally, a substantial body of recent research looks at differences in the behavior of men and women in diverse economic transactions. We contribute to this literature by investigating gender differences. So, this article tries to study the gender behaviors of human. This study shows that Islam and Christianity have no significant effect on relation between corruption and gender inequality index. But all the results showed that

---

[1]. This article has been extracted from the PhD Thesis of the first author at Islamic Azad University Isfahan (Khorasgan) Branch, Isfahan, Iran.

[2]. PhD student of Economics, Islamic Azad University Isfahan (Khorasgan) Branch, Isfahan, Iran, E-mail: nhamidi66@yahoo.com

[3]. Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Iran, (Corresponding Author), E-mail: k_azarbayjani@ase.ui.ac.ir

[4]. Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Iran, E-mail: msameti@gmail.com

government performance does influence this relation. Also, the robustness test strongly confirmed the results of the study.

Methodology

The data are drawn from a wide range of sources. There are two major measures of corruption: Corruption Perceptions Index (CPI), that is the inverse of transparency, Anti-Money Laundering/Counter-Financing of Terrorism (AML). The CPI was obtained from Transparency International (TI), and it ranges from 0 to 10 where low values indicate high transparency and low corruption. Gender Inequality Index (GII) was used as gender index. Our data set contains 89 countries over 10 years (from 2008 to 2017). This study used the dynamic panel data approach, system generalized method of moments (GMM-SYSTEM) and Panel vector autoregressive model (PVAR) to examine the relationship between corruption and gender inequality, where the government performance and religions (Islam and Christianity) can link between corruption and gender inequality. In order to investigate the effect of countries (cross-sections), two groups of Muslim and Christian countries have been used. However, in order to investigate government performance effect on relation between corruption and gender inequality and examine robustness test the results of the study used two groups of instrument variables. The first group is the worldwide governance indicators (WGI) and second group is Fraser institute indicators.

Findings

In order to answer the question, does corruption more depend on gender or institutional factors? Despite the behavioral specifications of women, the rate of corruption in women is lower than men (Dollar et al., 2001). We find by System Generalized Method of Moments strong evidence about this prediction. Results show that women's participation decreases corruption and that corruption decreases women's participation in government; and both effects are substantively significant. However, the estimation results of the systems studied in the present article confirm that the relationship between corruption index and gender inequality is significantly affected by the way the government works. While religions have no effect on how the index of corruption and gender inequality affect each other. Therefore, it can be said that government performance is a missing loop in relationship between corruption and gender and its effects are statistically significant.

Discussion and Conclusion

Corruption is a historical, important and effective phenomenon. There is extensive researches about the factors of corruption. The social science literature indicates that women may be more honest or more risk averse and may have higher standards of ethical behavior and may be more concerned with the common good in comparison with men. This would imply that women are more willing to sacrifice private profit for the public good and this would be especially important for political and public life. Does greater participation of women in the public

sector cause decreased corruption, or does greater corruption in government cause lower participation of women in government? In this study, our overall impression is that the evidence supports both propositions. So, the major aim in article is to explain the gender behavior of human to do corrupt activity in the formwork of government and religions using the dynamic panel data approach. Thus, this study used statistical data from 89 countries during 2008-2017, two corruption indicators, two groups of instrument variables and two groups of countries. The selection of countries was based on access to statistical data. The estimations show that religion has no significant effect on corruption and gender inequality index, i.e. Islam and Christianity have no significant effect on relation between corruption and gender inequality index. This study also investigated the impact of government performance on relation between two indices. In all systems, Sargan test has been confirmed. In summary, the results of estimated systems indicate that government institution is a missing loop in relationship between corruption and gender and its effects are statistically significant.

Keywords: Corruption, Money Laundering, Gender, religion, Government
JEL Classification: H11, H12, J08, J16, J18, O11

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۱۹۱-۱۶۹

اثر شاخص تمرکز بر سودآوری سیستم بانکی کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی

مرضیه رفیعیان اصفهانی[۱]
سعید دائی کریم زاده[۲]
مهشید شاهچرا[۳]
سارا قبادی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۴/۱۱ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۵/۲**

چکیده

طی دو دهه گذشته، سیستم مالی در سراسر دنیا، تغییرات قابل ملاحظه ای را در محیط فعالیت خود تجربه کرده و عوامل داخلی و خارجی متعددی بر ساختار و عملکرد آن تأثیر گذار بوده است. با وجود این، بر خلاف تمامی تغییرات مذکور، سیستم بانکی همچنان میدان دار اصلی تأمین مالی فعالیت اقتصادی در بسیاری از کشورها است و بنابراین، ارزیابی عملکرد نظام بانکی، حائز اهمیت است. سودآوری از جمله عوامل تأثیر گذار در ارزیابی عملکرد بانک ها محسوب می شود و از این رو، شناخت عوامل مؤثر بر آن که مشتمل بر عوامل داخلی و خارجی است، ضروری می باشد. هدف محوری این مقاله، ارزیابی تأثیر شاخص تمرکز بر سودآوری صنعت بانکداری به روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی است. در این مقاله، وضعیت بازار متشکل پولی کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی که شامل ۵۲ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۵ می باشد، مورد بررسی قرارگرفت. برای این منظور، از شاخص هرفیندال- هیرشمن جهت اندازه گیری تمرکز و از بازده کل دارایی ها و شاخص ثبات بانکی، به عنوان معیارهای سودآوری و ریسک بانک ها استفاده شد. نتیجه برازش الگوی تحقیق، نشان دهنده تأثیر مثبت شاخص تمرکز بر بازده کل دارایی ها است؛ بدین معنا که افزایش تمرکز بازاری، باعث افزایش سودآوری شده است. با توجه به واقعیت های مشهود در اقتصاد کشورهای مورد مطالعه، شدت تمرکز در صنعت بانکداری، می‌تواند از طریق تحت تأثیر قرار دادن کارآیی و اثربخشی منابع، پیامدهای با اهمیتی بر سودآوری بانک‌ها داشته باشد. علاوه برآن، متغیرهای مستقل با وقفه (شاخص ثبات بانکی، کفایت سرمایه و بازده دارایی‌ها) و همچنین متغیرهای نسبت وام به سپرده و نسبت دارایی های بانک مرکزی، دارای تأثیر مثبت و معناداری با ریسک هستند.

واژگان کلیدی: سیستم بانکی، سودآوری بانک، مدیریت ریسک، شاخص تمرکز
طبقه بندی LEJ: G32, E44, G38

۱. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. Rafieanm913@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. (نویسنده مسؤول) Saeedkarimzade@yahoo.com
۳. استادیار پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران. Mahshidshahchera@yahoo.com
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران. Sghobadi@ khuisf.ac.ir

۱. مقدمه

بانکداری اسلامی، یکی از بخش های در حال رشد صنعت بانکداری است. نظام بانکداری اسلامی برپایه تسهیم سود و زیان میان گیرنده تسهیلات و صاحبان پول (سرمایه) استوار است و سود آن بر پایه مقررات و اصول اسلامی تعیین می شود. در برابر، نظام بانکداری سنتی به عنوان واسطه مالی میان سپرده گذاران و وام گیرندگان عمل می کند و بخشی از سپرده های مشتریان را در اختیار گیرندگان وام قرار می دهد.

نظام بانکداری، هنگامی اسلامی دانسته می شود که بر پایه دین اسلام و سازگار با دستورهای آن باشد. نظام، مجموعه ای از اجزای مرتبط به هم است که در پی دستیابی به هدف های ویژه ای هستند. برپایه این تعریف، نظام بانکداری اسلامی، معرف نظام جامعی، متشکل از اجزا، روابط و اهداف ویژه ای است که نخست، اسلامی باشند؛ دوم، با یکدیگر سازگار باشند و همدیگر را نفی نکنند، یعنی با تحقق اجزا و روابط، هدف تعیین شده قابل دستیابی باشد؛ سوم، امکان تجزیه و تحلیل پدیده ها و رفتار سنتی اقتصادی و داوری درباره واقعیت ها و عینیت های اقتصادی را فراهم سازند (خاوری،۱۳۹۰).

نخستین تفاوت بانکداری سنتی با بانکداری اسلامی در چگونگی استفاده از پول است. در بانکداری سنتی، پول به عنوان یک کالا، برای به دست آوردن سود، خرید و فروش می شود، در حالی که در بانکداری اسلامی، از پول برای تسهیلات مبادلات و اجرایی کردن هدف های اقتصادی استفاده می شود. تفاوت دیگر، این است که نظام بانکداری سنتی برای همه نیازها اعم از مصرفی و سرمایه گذاری از قرارداد قرض با بهره استفاده می کند و به طور معمول، نرخ بهره آن نیز در بازار پول و به صورت برونزا از اقتصاد واقعی شکل می گیرد، در حالی که بانکداری اسلامی، متناسب با نیازهای واقعی از انواع قراردادهای مالی استفاده می کند. این دسته از بانک ها برای تأمین مالی نیازهای مصرفی و سرمایه ای مقطعی و کوتاه مدت، راه هایی چون قرض الحسنه، مرابحه و برای نیازهای سرمایه گذاری اساسی و بلندمدت، راه هایی چون مشارکت، مضاربه، مزارعه و مساقات را معرفی و به جای نرخ بهره، از نرخ سود که برگرفته از اقتصاد واقعی است، استفاده می کنند.

از سوی دیگر، شناخت متغیرهای اثرگذار بر سودآوری بانک‌ها در ادبیات اقتصادی در چند دهه اخیر، مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان و مهندسان مالی قرارگرفته اند. در این راستا، شناسایی این متغیرها با استفاده از تجارب دیگر اقتصاددانان در جهت بسط و توسعه شبکه بانکی به عنوان یکی از اهرم‌های اصلی توسعه، باید مورد توجه قرار گیرد. سودآوری بانک‌ها، تحت تأثیر عوامل داخلی قابل کنترل مدیریت بانک و عوامل و شرایط اقتصادی حاکم بر کشورها و عوامل محیطی که بر آن تأثیر می‌گذارد، می‌باشد. لذا برای دوری از هر انحرافی، عوامل مؤثر بر سودآوری به دو گروه اصلی تقسیم می‌شوند که عبارتند از: ۱- عوامل تعیین کننده داخلی که قابل کنترل مدیریت بانک هستند و اساساً انعکاس اختلاف در سیاست‌های مدیریتی بانک و تصمیم‌گیری در توجه به منابع و استفاده از مدیریت پرتفوی دارایی‌ها و بدهی‌ها، کفایت سرمایه و مدیریت نقدینگی و هزینه‌ها هستند؛ ۲- عوامل تعیین کننده خارجی که فراتر از مدیریت بانک‌اند و به دو دسته تفکیک می شوند: الف) عواملی که به ساختار

صنعت مرتبط هستند مانند ساختار بازار و ساختار مالکیت؛ ب) عواملی که به شرایط اقتصادی حاکم بر کشور و صنعت بستگی دارند مانند تورم، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (آنتونیو[1]، ۲۰۱۳).

پلتزمن[2] (۱۹۷۷)، در مطالعات خود در مورد سود ناشی از فعالیت های نوآورانه به این نتیجه رسید که بین سودآوری و تمرکز، رابطه مثبتی وجود دارد.

با توجه به رابطه بسیار نزدیکی که تمرکز و سودآوری با یکدیگر دارند و این امر، در مقالات و پژوهش های بسیار ی به اثبات رسیده است، از یک سو و این نکته بسیار مهم است که هر چه قدر حرکت از ساختار بازار رقابت کامل به ساختار بازار انحصاری تر و در نهایت انحصارکامل باشد، سودآوری بیشتر می شود و این نکته اگر در کوتاه مدت مصداق نداشته باشد، در بلندمدت مصداق دارد؛ به گونه ای که سود بلندمدت در بازارهای رقابت کامل و رقابت انحصاری، صفر فرض می گردد.

از سوی دیگر، رابطه تنگاتنگ بین تمرکز و سودآوری وجود دارد. اولین کسی که به این نکته در مطالعات خود اشاره می نماید، «بین» است. وی رابطه ای بسیار قوی بین تمرکز و سودآوری در برخی صنایع منتخب ایالات متحده پیدا کرد و درنتیجه، تا آنجا پیش رفت که سودآوری را به عنوان یک شاخص تمرکز معرفی نماید.

بنابراین، با قبول ارتباط بین، هم ساختار بازارها و هم، تمرکز با سودآوری، می توان از شاخص های تمرکز برای سنجش ساختار بازار که از جمله عوامل مؤثر بر سودآوری بانک ها است، استفاده نمود؛ زیرا برای قدرت بانک ها که از لحاظ تعیین نرخ های بهره، می تواند مستقیماً برعملکرد آنها تأثیر بگذارد، اهمیت دارد. رابطه آماری مثبت بین معیارهای ساختار بازار، مانند تمرکز یا سهم بازار و سودآوری وجود دارد که توسط بسیاری از مطالعات بانکی به عنوان مثال، مولینکس و ثورنتون (۱۹۹۲)[3] و برگر[4] (۱۹۹۵) گزارش شده است.

برگر (۱۹۹۵)، دو فرضیه را مطرح می کند؛ یکی از آنها پارادایم ساختار-رفتار-عملکرد[5] است، جایی که در بازارهای بسیار متمرکز، شرکت ها می توانند قیمت هایی را تعیین کنند که در نتیجه، بازارهای ناقص رقابتی برای مصرف کنندگان کمتر مطلوب است. این فرضیه، بیان می کند که در نرخ تسهیلات بالاتر و نرخ سپرده پایین تر، رقابت کمتر و تمرکز بالاتر در بازار ایجاد می شود. فرضیه دیگر، پارادایم قدرت نسبی بازار[6] است که در آن، شرکت هایی با محصولات متمایز، می توانند سهم بازار را افزایش داده و قدرت بازار خود را در قیمت گذاری محصولات اعمال کنند و بنابراین، سود فوق العاده ای کسب می کنند.

1. Antonio (2013)
2. Peltzman (1977)
3. Molyneux, & Thornton (1992)
4. Berger (1995)
5. Structure-Conduct-Performance (SCP)
6. Relative-Market-Power (RMP)

این فرضیه، به این موضوع اشاره دارد که افزایش سود، تنها می تواند توسط بانک های بزرگ کسب شود. از سوی دیگر، توجه به سودآوری بانک ها به عنوان هدف اصلی یک بنگاه اقتصادی برای استمرار حیات و فعالیت آنها امری اجتناب ناپذیر می نماید. ازطرفی، اهمیت نظام بانکی نیز در تأمین اعتبار، نظام پرداخت ها، اجرای سیاست های پولی و تداوم ثبات مالی و همچنین بحران های مالی و اقتصادی دنیا در دهۀ اخیر قابل ملاحظه است؛ بنابراین، سیاست گذاران اقتصادی و همچنین مدیران ارشد بانک ها، این موضوع که ساختار بازار و تمرکز چه تأثیری بر سودآوری بانک ها خواهد داشت و یا بانک ها چگونه برای حفظ حیات خود، با اتخاذ تصمیماتی، ریسک فعالیت های بانکی را کاهش می دهند، از اهمیت ویژه ای برخوردار است و از این رو، برای بررسی دقیق نحوه اثرگذاری تمرکز و متغیرهای داخلی بانکی بر سودآوری بانک ها، لازم است مدلی طراحی شود تا براساس آن، علاوه بر اینکه برنامه ریزان بتوانند تأثیر تصمیمات خود را بر نظام بانکی مشاهده کرده و مؤلفه های سیاستی خود را تغییر دهند، مدیران بانک ها نیز بتوانند حساسیت مؤلفه های داخلی بانکی را بر عملکرد بانک شناسایی نمایند.

این پژوهش با هدف تحلیل ریسک و سودآوری نظام بانکی کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی تدوین شده است. با مرور مطالعات قبلی و شناسایی شکاف پژوهشی، تلاش بر این بوده تا در قالب مدلی متفاوت، به بررسی اثر شاخص تمرکز بر سودآوری نظام بانکی پرداخته شود.

استفاده از متغیرهایی مثل نسبت دارایی های بانک مرکزی و نسبت دارایی های نقد شونده، این مقاله را از سایر نمونه های داخلی و خارجی آن متمایز می کند. در تحقیق حاضر، سایر متغیرهای مؤثر بر سودآوری بانک ها نیز در تصریح مدل وجود دارد تا بتوان نگاه جامع تری به شرایط اقتصادی این کشورها داشت.

در تعدادی از تحقیقات داخلی و خارجی، تأثیر تمرکز و تعدادی از متغیرهای داخلی و خارجی به صورت جداگانه بر سودآوری بانک ها بررسی گردیده، لذا نوآوری پژوهش حاضر در درجه اول، مربوط به بررسی همزمان اثر شاخص تمرکز بر سودآوری و ریسک بانک ها و همچنین متغیرهای نسبت دارایی های بانک مرکزی و نسبت دارایی های نقد شونده است که در مجموع در مدل ها وجود دارد و سپس، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، در برآورد مدل های مربوط به کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی می باشد.

سازماندهی مقاله به این صورت است که در بخش دوم، مبانی نظری، در بخش سوم، پیشینه پژوهش، در بخش چهارم، داده ها و روش پژوهش، در بخش پنجم، برآورد مدل و نتایج تجزیه و تحلیل داده ها و در بخش پایانی نیز نتیجه گیری و پیشنهادها ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

تبیین تأثیر تمرکز از عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها، براساس الگوی مطرح شده در نظریه ساختار- رفتار- عملکرد انجام شده است. براساس فرضیه ساختار-رفتار- عملکرد، ساختار صنعت (بویژه تمرکز)، رفتارهای رقابتی در بازار را شکل می‌دهد و این رفتار بر عملکرد بانک‌ها (بویژه سودآوری) تأثیر

می‌گذارد. این فرضیه، بیان می کند که در بازار بانکداری بسیار متمرکز که رقابت پایین است، بانک ها تمایل به تبانی با یکدیگر دارند تا سود بیش از حد معمول به دست آورند. به بیان دیگر، فرضیه بحث می کند که سودآوری بانکی، از ساختار بازار استخراج می شود (تان[1]، ۲۰۱۵).

پیام اصلی نظریه، این است که نسبت تمرکز بالاتر، به سودآوری بیشتر منجر می شود. هر بازار در برگیرنده سه عنصر ساختار، رفتار و عملکرد بوده و با توجه به ماهیت و نحوه ارتباط این عناصر با یکدیگر، شکل، نوع و سازمان بازار مشخص می‌شود. ساختار، معرف خصوصیات سازمانی بازار است و معمولاً برحسب سطح تمرکز، تفاوت کالا و شدت موانع ورود تعریف می شود (گودرزی و زبیدی،۱۳۸۷). تمرکز، یکی از جنبه ها و ابعاد مهم ساختار بازار بوده، و بیانگر وضعیت تعداد بنگاه‌ها و توزیع بازار در میان بنگاه‌های موجود در آن بازار است. در صورت ثابت بودن تمامی شرایط، هرچه تعداد بنگاه‌ها بیشتر باشد، تمرکز کمتر خواهد بود. رفتار بنگاه ها در هر بازار، الگویی است که بنگاه‌ها برای هماهنگی خود با شرایط بازار به کار می‌گیرند. جنبه‌های مختلف رفتار بنگاه در بازار، اهداف تعیین قیمت، تصمیم هایی برای بهبود کیفیت یا تغییر طرح محصول، سیاست‌های ارتقاء فروش هستند. عملکرد اقتصادی، آثار و نتایجی است که از فعالیت‌های اقتصادی ناشی می‌شود. عملکرد یک صنعت، میزان کارآیی، سوددهی، نرخ رشد پیشرفت فنی، سود سهام و سرمایه‌گذاری و غیره را در بر می‌گیرد (دهقان دهنوی، ۱۳۹۰).

در زمینهٔ ارتباط میان عناصر ساختاری، رفتاری و عملکردی بازار، مکاتب مختلف اقتصادی، اختلاف نظر دارند. مطالعات اولیه پیرامون رابطه بین عناصر سه گانه بازار، در ابتدا توسط اقتصاددانان مکتب ساختارگرایی یا مکتب هاروارد مطرح شد. بر این اساس، اقتصاددانان مکتب ساختارگرایی، میسن[2] (۱۹۳۹) و بین[3] (۱۹۵۶)، معتقدند که جهت علیت در میان عناصر بازار از ساختار به رفتار و سپس عملکرد بازار است. این نگرش، مکتبی به عنوان «مکتب ساختاری، رفتاری و عملکردی» شناخته می‌شود. الگوی ساختار-رفتار- عملکرد، به بررسی رابطه بین بازارهای با تمرکز بالا و تبانی بین بنگاه‌های بزرگ می‌پردازد که نتیجه آن، افزایش قدرت بازار، قیمت‌های بالاتر و سودآور است.

در نقطه مقابل مکتب ساختارگرایان، طرفداران مکتب شیکاگو قرار دارند. این مکتب فکری توسط استیگلر[4] (۱۹۵۰) پایه ریزی شد و از دهه ۷۰ میلادی به بعد، با کوشش اقتصاددانانی که عقاید مخالف نظر ساختار گرایان دارند به اوج رسید. برخلاف مکتب ساختار گرایان، طرفداران این مکتب، جهت علیت را از عملکرد به رفتار و ساختار می‌دانند. از نظر این مکتب، ساختار بازار و نحوه رفتار بنگاه‌ها به عملکرد بنگاه‌ها وابسته است.

1. Tan (2010)
2. Mason (1939)
3. Bain (1956)
4. Stigler (1950)

۳. پیشینه تحقیق

شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۲)، اثر تمرکز و کارآیی هزینه در صنعت بانکداری ایران بر حاشیه نرخ سود بانکی را با استفاده از مدل سازمان صنعتی تجربی جدید بررسی کرده اند. نتایج تحقیق، بیانگر کاهش قدرت بازاری بانک ها طی سال های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ است. همچنین یافتهٔ تحقیق مؤید آن است که کاهش ۰/۳ درصدی حاشیه نرخ سود بانکی به دلیل کارآیی هزینه و افزایش ۰/۰۷ درصدی آن به دلیل تمرکز بوده است.

فطرس و همکاران (۱۳۹۷)، در مقاله‌ای، به بررسی عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها پرداخته‌اند. نتایج، نشان می‌دهد که افزایش تمرکز در نظام بانکی ایران و عامل ریسک، به ترتیب، اثرات مثبت و منفی بر سودآوری بانک داشته، و اثر مثبت شاخص تمرکز بازار بانکی بر سودآوری، تأیید کننده فرضیه ساختار- رفتار- عملکرد است.

حافظی و تاجبخش (۱۳۹۸)، در پژوهشی، به بررسی رابطه عوامل بخش بانکی و ساختار بازار بر سودآوری بانک های تجاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تکنیک خود رگرسیونی پانل طی سال های ۱۳۹۶-۱۳۸۵ پرداخته اند. نتایج، نشان داده که کیفیت دارایی و تنوع درآمدی، تأثیر معناداری بر سودآوری بانک ها دارند. همچنین، یافته های به دست آمده از برآورد مدل رگرسیونی، نشان داد که تمرکز بازار، تأثیر منفی و معناداری بر سودآوری بانک های تجاری ایران دارد.

ذوالفقاری و همکاران (۱۴۰۰)، با استفاده از داده های پانل پویا، اقدام به بررسی و ارائه الگوی تأثیر ارتباطات سیاسی و حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۸ در شرایط بروز بحران های مالی نمودند. جهت آزمون فرضیه های پژوهش، از رگرسیون خطی چند متغیره استفاده شده است. یافته های پژوهش، حاکی از آن است که در شرایط بحران های مالی، ارتباطات سیاسی بر بازده دارایی ها، تأثیر منفی و معنی دار و در شرایط بحران های مالی، حاکمیت شرکتی بر بازده دارایی ها، تأثیر معنی دار و مثبتی دارد.

ژانگ و وانگ[1] (۲۰۱۲)، به بررسی رابطه بین تمرکز بازار، ریسک پذیری و عملکرد بانکی برای کشورهای برزیل، روسیه، هند و چین طی دوره ۲۰۰۳-۲۰۱۰ پرداخته اند. نتایج، بیانگر رابطه منفی بین تمرکز بازار و عملکرد می باشد. همچنین بانک ها با سطوح کمتر ریسک، عملکرد بهتری داشته اند.

کاسمن و کاسمن[2] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای، اقدام به بررسی تأثیر رقابت بانکی و تمرکز در صنعت بانکداری ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۲ نموده و نسبت مطالبات غیرجاری و شاخص ثبات بانکی، به عنوان متغیرهای وابسته انتخاب شده‌اند. نتایج، نشان می‌دهند که شاخص رقابت بر نسبت

1. Zhang, & Wang (2012)
2. Kasman & Kasman (2015)

مطالبات غیرجاری، تأثیر منفی، اما بر شاخص ثبات بانکی، تأثیر مثبت دارد. همچنین تمرکز، تأثیر مثبت بر مطالبات غیرجاری و تأثیر منفی بر شاخص ثبات بانکی دارد.

موناکینگا و همکاران[1] (۲۰۱۷)، در پژوهشی، به بررسی رابطه بین ساختار و رفتار در صنعت بانکداری آفریقای جنوبی پرداخته اند و با رویکرد رگرسیونی داده های پانل، نشان می دهند که برای دوره ۱۲ ساله مورد مطالعه (۲۰۱۶-۱۹۹۴)، تمرکز بر رفتار تأثیر می گذارد. رابطه سود و ساختار غالب است و این نتایج، بیانگر آن است که سیاستی که از تمرکز جلوگیری می کند و رقابت را افزایش می دهد، در بخش بانکی از نظر اجتماعی سودمند است.

گونزالز و همکاران [2](۲۰۱۹)، با استفاده از داده های پانل دیتا برای ۲۰۱ بانک کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا (منا) در طول دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۵، روابط بین ساختار بازار،کارآیی و سودآوری بانک را آزمون می کنند. شواهد از فرضیه قدرت نسبی بازار حمایت می کند و نشان می دهند که بانک هایی که سهم بیشتری از بازار دارند، با تعیین قیمت های بالاتر، سود بیشتری به دست می آورند.

لی و همکاران [3](۲۰۲۱)، تأثیر تنوع درآمدی بر سودآوری و ریسک بانک‌ها را طی بیماری همه‌گیر کووید ۱۹ بررسی کردند. اثر اقتصادی کووید ۱۹، به تشدید استانداردهای اعتباری و کاهش تقاضا برای بسیاری از وام‌ها منجر شده است. نتایج، نشان می‌دهد که تأثیر منابع درآمد غیر بهره‌ای بر عملکرد بانک ها، مثبت و بر ریسک، منفی است.

طبق پیشینه تحقیقات بررسی شرایط و عوامل مؤثر بر سود، ضمن ایجاد بصیرت بیشتر نسبت به این عوامل، مدیران بانکی را قادر می‌سازد که درخصوص هر یک از آنها، سیاست مناسب را در پیش گیرند و از این طریق، به بهبود مدیریت بانک کمک می‌شود. حال می‌توان این پرسش را مطرح کرد که عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی کدامند؟ و چگونه می‌توان این عوامل را مدیریت کرده و از آنها در جهت حداکثرسازی سود بانک به عنوان یک واحد تجاری استفاده کرد؟ در پاسخ به این سؤال، تحقیقات متعددی، تأثیر برخی عوامل را در سطح خرد و کلان برسودآوری بانک‌ها مورد مطالعه قرار داده اند.

در حالی که نزدیک به سه دهه از ارائه تئوری‌های مبنی بر تأثیرگذاری سطح تمرکز صنعت بانکداری بر سودآوری بانک‌ها می‌گذرد، با این حال، در تحقیقات انجام‌گرفته در رابطه با چگونگی تأثیرگذاری تمرکز منابع بانک‌ها بر سودآوری (به عنوان یکی از کلیدی‌ترین عوامل تعیین‌کننده کارآیی و سودآوری بانک‌ها) در این کشورها، سخنی به میان نیامده است.

از این رو، در مقاله حاضر، سعی شده با تأکید بر این عامل، در رابطه با وضعیت تمرکز در بانک‌های کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی و چگونگی تأثیرگذاری این شاخص بر سودآوری بانک‌ها، بینش جدیدی فراهم آید.

---

1. Munacinga *et al*. (2017)
2. Gonzalez *et al*. (2019)
3. Li *et al*. (2021)

۴. روش پژوهش

جامعه آماری این پژوهش، 51 کشور از کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی (ایران، افغانستان، آلبانی، الجزایر، آذربایجان، بحرین، بنگلادش، بنین، برونئی، بورکینا فاسو، کامرون، چاد، کومور، لیبی، جیبوتی، مصر، گابن، گامبیا، گینه، اندونزی، عراق، قزاقستان، کویت، قرقیزستان، لبنان، مالزی، مالدیو، مالی، موریتانی، مراکش، موزامبیک، نیجر، نیجریه، عمان، پاکستان، قطر، عربستان، سنگال، سیرالئون، سودان، سورینام، سوریه، تاجیکستان، توگو، تونس، ترکیه، ترکمنستان، اوگاندا، امارات متحده عربی، ازبکستان و یمن) است؛ بر این مبنا که بیشترین داده های لازم پوشش داده شود.

داده های اولیه برای ارائه الگو، از سری های زمانی اقتصادی مندرج در پایگاه اطلاعاتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک جهانی و سری‌های زمانی بانکی منتشر شده توسط پژوهشکده پولی- بانکی، گردآوری، و به منظور تجزیه و تحلیل داده های پژوهش، نرم افزار ایویوز به کار رفته و با بهره‌گیری از تکنیک‌های اقتصاد سنجی، از تحلیل رگرسیون با داده های ترکیبی پویا و برآوردگر گشتاور تعمیم یافته[1] استفاده شده (آرلانو و باند[2]،۱۹۹۱) و از طریق برآورد معادلات همزمان، به بررسی تأثیر شاخص تمرکز و سایر عوامل مؤثر بر ریسک و سودآوری بانک‌ها در ۵۲ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۵ پرداخته شده است.

در زمینه پاسخگویی به پرسش های مطرح شده و آزمون آماری فرضیه ها، الگوهای رگرسیونی چند متغیره زیر، تخمین زده می شود. ازجمله الگوهای مطرح در اقتصادسنجی، الگوهای پنل پویا می باشند. در یک الگوی پویای پنل، متغیر وابسته، به صورت تأخیری در سمت راست معادله الگو مورد استفاده قرار می گیرد. یک الگوی ساده پویای پنل، به صورت رابطه (۱) است.

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it-1} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

در این الگو، Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری نیز به کار می روند، ε_{it} عامل خطای مقطع i ام در زمان t است. هنگامی که در مدل داده‌های پانل، متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی سازگار نیست و باید به سایر روش‌های برآورد ازجمله گشتاورهای تعمیم یافته آرلانو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد (آرلانو و باند،۱۹۹۱).

بارو و لی[3] (۱۹۹۶)، در ارتباط با رابطه (۱) بیان داشتند که اگر اثرهای غیرقابل مشاهده خاص هر مقطع (کشور) و وجود متغیر وابسته در متغیرهای توضیحی مشکل اساسی باشد، می باید از تخمین زن گشتاور تعمیم یافته، که مبتنی بر الگوهای پویای پنلی است، استفاده کرد. البته بالتاجی[4] (۲۰۰۸)، زمانی استفاده از این روش را مجاز می داند که تعداد متغیرهای برش مقطعی از تعداد

1. GMM
2. Arllano & Bond (1991)
3. Barro & Lee (1996)
4. Baltagi (2008)

سال ها بیشتر باشد (این شرط در این مطالعه، رعایت شده است و تعداد مقاطع یعنی کشورها ۵۲ و دوره زمانی ۱۴ سال می باشد).

روش گشتاورهای تعمیم یافته، به سرعت به عنوان یکی از پرکاربردترین تکنیک‌های اقتصادسنجی، هم در برآورد مقطعی و هم، در برآورد داده‌های ترکیبی مورد استفاده قرار گرفت (ذالبگی، ۱۳۹۳). برای تخمین مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته، می باید ابتدا متغیرهای ابزاری به کار رفته در الگو را مشخص نمود (فرهنگ و همکاران، ۱۳۹۵). به وسیله آزمون های آرلانو و بور[1](۱۹۹۵) و بلوندل و باند[2] (۱۹۹۸)، می توان فرض نبود همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها را بررسی کرد که برقراری این شرط، به معنای سازگاری تخمین زننده گشتاورهای تعمیم یافته می باشد.

سازگاری تخمین زننده گشتاورهای تعمیم یافته، به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود.

آزمون اول، آزمون سارگان است که با توجه به محدودیت‌های از پیش تعیین شده، معتبر می‌باشد. آماره آزمون سارگان، دارای توزیع خی دو با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. آزمون دوم، آزمون آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آزمون همبستگی سریالی است که به وسیله آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین زن گشتاورهای تعمیم یافته، زمانی دارای سازگاری است، که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون، شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند (قائمی و همکاران، ۱۳۹۸).

در این مطالعه، به منظور بررسی سازگاری تخمین زننده گشتاورهای تعمیم یافته، از آزمون سارگان استفاده شده، و نتیجه آزمون تشخیصی سارگان نیز در جدول ۲ ملاحظه می شود. باید توجه نمود که در این مطالعه، از روش تک مرحله ای برای تخمین مدل گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شده است. بنابراین، نیازی به انجام آزمون آرلانو و باند (۱۹۹۱)، جهت بررسی عدم وجود همبستگی مرتبه اول و دوم در الگو نیست.

با پیروی از مطالعات انجام شده در زمینه سودآوری و ریسک بانکی توسط تراد و همکاران[3] (۲۰۱۷)، مدل برآوردی در قالب معادلات سودآوری و ریسک بانک‌ها تدوین خواهد شد.

$$ROA_{it} = \alpha + \beta_1 \sum \beta_{it} + \beta_2 \sum M_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

1. Arllano & Bover (1995)
2. Belondel & Bond (1998)
3. Trad *et al.* (2017)

$$Z\text{-}Score_{it} = \alpha + \beta_1 \sum \beta_{it} + \beta_2 \sum M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

در این مقاله، تأثیر عوامل مؤثر بر ریسک و سودآوری بانک‌ها بویژه تمرکز در صنعت بانکداری، مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور، تمرکز در صنعت بانکداری با استفاده از شاخص هرفیندال-هیرشمن[1] اندازه گیری شده است. همچنین ۶ متغیرکنترلی شامل کفایت سرمایه، نسبت دارایی‌های بانک مرکزی، نسبت سپرده، نسبت دارایی های نقدشونده، نسبت اعتبارات و نسبت هزینه به عنوان متغیرهای توضیحی-کنترلی انتخاب و اندازه گیری شده‌اند. به این ترتیب، متغیرهای توضیحی سودآوری بانک‌ها، عوامل مختص بانک را در برداشته اند. درنهایت، ریسک و سودآوری بانک‌ها با استفاده از شاخص ثبات بانکی و بازده کل دارایی ها اندازه گیری شد.

بر این اساس، مدل‌های برآوردی و متغیرهای به کار رفته در این مقاله طبق روابط (۴) و (۵)، مورد بررسی قرار می‌گیرند.

$$ROA = \alpha_1 ROA(-1) + \alpha_3 Concentration(-1) + \alpha_4 CapitalAdeq\ ratio + \alpha_5\ Central\ Bank\ AssetsGDP + \alpha_6 DEPOGDP + \alpha_7 LiquidAssetDEPO + \alpha_8 Cost\ ratio \quad (۴)$$

$$Z = \beta_0 + \beta_2 Z(-1) + \beta_3 CapitalAdeqratio(-1) + \beta_4 CreditDEPO + \beta_5 ROA(-1) + \beta_7 Central\ BankAssetsGDP \quad (۵)$$

۴-۱. بازده کل دارایی‌ها به عنوان معیارسودآوری

بازده کل دارایی‌ها[2]: شاخص بازده کل دارایی‌ها، معمول‌ترین معیار برای ارزیابی سودآوری عملیاتی و یکی از پرکاربردترین نسبت‌ها در صنعت بانکداری است. بازده کل دارایی‌ها، از تقسیم سود خالص بعد از کسر مالیات بر متوسط مجموع دارایی‌ها محاسبه می‌شود (متوسط مجموع دارایی‌ها / سود خالص بعد از کسر مالیات = بازده کل دارایی‌ها).

۴-۲. شاخص ثبات بانکی به عنوان معیار ریسک

شاخص ثبات بانکی[3]: یکی از معیارهای پرکاربرد برای اندازه‌گیری پایداری مالی و ریسک در مؤسسه‌های مالی، استفاده از معیار شاخص ثبات بانکی (شاخص زد-اسکور) است (برگر و همکاران[4]، ۲۰۰۸). در این پژوهش هم برای اندازه‌گیری ریسک از شاخص ثبات بانکی که معیاری برای ریسک کلی بانک است، استفاده شده است. این شاخص به صورت رابطه (۶) نشان داده می‌شود که در آن، μ نسبت بازدهی به دارایی‌ها و k نسبت سرمایه به دارایی و σ انحراف معیار بازدهی دارایی به‌عنوان تقریبی برای دفعات تغییر بازده است.

1. Herfindal-Hirschman Index
2. Return On Asset (ROA)
3. Z-Score Index
4. Berger *et al*. (2008)

$$Z = \frac{\mu+K}{\delta} \quad (۶)$$

۳-۴. عوامل مؤثر بر ریسک و سودآوری بانک‌ها

نسبت کفایت سرمایه[1]: سرمایه بانک مانند سپر دفاعی محکم در مقابل ناملایمات و مشکلات مالی است (شاهچرا و جوزدانی، ۱۳۹۵). ترکیب بهینه سرمایه بانک در رسیدن به اهدافی چون سودآوری، نقدینگی، ریسک‌پذیری و به طورکلی، پیشبرد عملیات یک بانک، عاملی تعیین کننده است. در این مقاله، نسبت سرمایه، حاصل تقسیم سرمایه بر کل دارایی‌ها است.

نسبت سپرده[2]: سپرده، از مفاهیم مهم در بانکداری است و به مجموع سپرده های اولیه (اسکناس و مسکوک که افراد به بانک می‌سپارند) و سپرده های ثانویه بانک، اطلاق می‌شود. بیشترین سهم سپرده ها (بجز پس انداز)، سپرده های ثانویه بانک ها است که به دلیل اعتبار به مشتریان داده می شود. نسبت سپرده‌ها، میزان وجوه نقدی را نشان می‌دهد که با پایداری زیاد در جهت تأمین مالی دارایی‌ها به کار گرفته شده است (ذالبگی، ۱۳۹۳). در این مقاله، جهت اندازه‌گیری نسبت سپرده، از نسبت سپرده به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است.

نسبت دارایی‌های بانک مرکزی[3]: اقلام دارایی ترازنامه بانک مرکزی شامل: دارایی‌های خارجی (شامل موجودی طلا، ذخیره‌های ارزی، سهام در مؤسسات بین‌المللی، ارزهای تهاتری و ...)، موجودی سکه و اسکناس، بدهی بخش دولتی یا نگهداری اوراق بهادار دولتی، بدهی بانک‌ها یا وام به سیستم بانکی و سایر دارایی‌ها (شامل اموال منقول و غیرمنقول، موجودی نقره، تمبر و دارایی‌های متفرقه) هستند.

نسبت نقدینگی[4]: نسبت نقدینگی، توانایی مؤسسات را در دستیابی به وجوه نقد کافی جهت تأمین مالی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و مواجهه با خروج غیرمنتظره وجوه نقد را با یک هزینه معقول در سازمان‌ها می‌سنجد. در این مقاله، به منظور اندازه‌گیری نسبت نقدینگی، از نسبت دارایی‌های نقدشونده به سپرده‌ها استفاده شده است (ذالبگی، ۱۳۹۳).

نسبت هزینه[5]: هزینه‌های بانک شامل هزینه‌های اداری و عمومی (هزینه‌های پرسنلی، هزینه استهلاک، هزینه مطالبات مشکوک الوصول و هزینه کارمزد) و سایر هزینه‌ها است. نسبت هزینه شامل

1. Capital Adequacy Ratio (CAR)
2. Deposit Ratio (DEPO)
3. Central Bank Assets (CBA)
4. Liquid Ratio
5. Cost Ratio

هزینه‌های عملیاتی فوق‌الذکر بانک به درآمد کل است. نسبت هزینه یا نسبت هزینه به درآمدها، از معیارهای تعیین کارآیی بهتر در سیستم بانکی است (شاهچرا و جوزدانی، ۱۳۹۵).

نسبت اعتبارات به سپرده[1]: این نسبت، به عنوان شاخصی که بانک قادر است برای حمایت از عملیات وام دهی، سپرده‌ها را تجهیز نماید، مشخص شده است و می‌تواند میزانی را که بانک از محل سپرده‌ها وام می دهد را ارزیابی کند (شاهچرا، ۱۳۸۹).

تمرکز[2]: تمرکز بازار بانکی، بیانگر تعداد بانک‌ها و توزیع سهم بازار بانکی در بین بانک‌های موجود است. برای پرداختن به تمرکز بازار بانکی، باید ابتدا محدوده بازار یا صنعت بانکداری و سپس متغیر مورد توجه (مثلاً سپرده، اعتبارات، دارایی‌ها و غیره) را مشخص کرد (دال[3]، ۲۰۱۰).

نحوه تأثیرگذاری تمرکز صنعت بر سودآوری را می‌توان در دو دیدگاه خلاصه کرد: دیدگاه کلاسیک و دیدگاه معاصر. دیدگاه کلاسیک (سنتی)، تمایل دارد تا به صنعت به عنوان واحد تحلیل تمرکز کرده و حداقل توجه را به موضوعات خاص شرکت یا تفاوت‌های بین شرکت‌ها داشته باشد. در این دیدگاه، مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده سودآوری صنعت، درجه تمرکز و رقابت در صنعت، ویژه در بین شرکت‌های با ثبات است. دیدگاه معاصر، تمامی بازارها را تا حدودی رقابتی می‌داند وکارآیی (صرفه جویی‌های) ناشی از مقیاس را بی‌اهمیت یا ناچیز می شمارد.

در این مقاله، از شاخص هرفیندال- هیرشمن به دلیل کاربرد فراوان در مطالعه بازار بانکی و همچنین سادگی و نیاز به اطلاعات محدودتر استفاده شده است. این شاخص، از اطلاعات تمام بنگاه‌های صنعت استفاده می‌کند که به صورت رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$HHI = \sum_{i=1}^{N} S_j^2 \qquad (۷)$$

در رابطه (۷)، S_j^2 مربع سهم بازار بنگاه j ام و N تعداد بنگاه‌های موجود در صنعت یا بازار است. بازاری که شاخص هرفیندال- هیرشمن آن کمتر از ۰/۱ باشد، بازار رقابتی، بین ۰/۱ تا ۰/۱۸ نشان‌دهنده بازار با تمرکز متوسط (نیمه متمرکز- نیمه رقابتی) و بازار با شاخص هرفیندال- هیرشمن بیش از ۰/۱۸ بازار غیررقابتی یا انحصاری به حساب می‌آید.

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل

ابتدا پیش از برآورد مدل، به منظور کسب اطمینان از صحت مقادیر حاصل از تخمین مدل، باید پایایی تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل مورد آزمون قرارگیرد؛ زیرا عدم پایایی متغیرها، باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. لذا در مقاله حاضر، از مهم ترین آزمون های ریشه واحد لوین،

1. Credit Deposit
2. Concentration (CON)
3. Doll (2010)

لین و چو؛ ایم، پسران و شین؛ فیشر- دیکی فولر تعمیم یافته؛ و آزمون فیلیپس، پرون و فیشر برای بررسی پایایی داده‌ها استفاده شده است. هریک از این آزمون ها، کارآیی ویژه ای دارند. به عنوان مثال، آزمون لوین، لین و چو، ضمن توانایی بالا در بررسی ایستایی متغیرها، از قابلیت کاربرد برای پنل نامتوازن برخوردار است و آزمون فیشر- دیکی فولر تعمیم یافته، زمانی که داده های تابلویی مورد بررسی از نوع نامتوازن باشند و همچنین طول دوره زمانی مورد بررسی محدود باشد، مورد استفاده قرار می گیرد.

جدول ۱: نتایج آزمون ریشه واحد جمعی متغیرهای مدل

متغیر	PP-rehsiF		ADF-Fisher		SPMI		LLC	
	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال	مقدار آماره	سطح احتمال
تمرکز	۳۸۷/۳۸۳	۰/۰۰۰۰	۲۲۵/۸۸۲	۰/۰۰۰۰	-۷/۷۷۹۴۶	۰/۰۰۰۰	-۱۵/۴۵۷۵	۰/۰۰۰۰
کفایت سرمایه	۵۵۶/۵۱۹	۰/۰۰۰۰	۳۰۶/۵۱۶	۰/۰۰۰۰	-۱۴/۲۸۷۱	۰/۰۰۰۰	-۳۰/۵۰۶۳	۰/۰۰۰۰
نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی	۲۷۱/۷۹۱	۰/۰۰۰۰	۲۵۶/۴۲۶	۰/۰۰۰۰	-۷/۹۴۷۲۲	۰/۰۰۰۰	-۱۴/۴۵۲۶	۰/۰۰۰۰
نسبت سپرده به تولید ناخالص داخلی	۳۰۷/۷۹۸	۰/۰۰۰۰	۱۹۹/۱۱۶	۰/۰۰۰۰	-۵/۷۳۹۵۶	۰/۰۰۰۰	-۱۱/۶۲۱۰	۰/۰۰۰۰
نسبت دارایی نقد شونده به سپرده	۴۳۲/۹۷۸	۰/۰۰۰۰	۲۲۱/۲۶۸	۰/۰۰۰۰	-۶/۸۰۲۹۳	۰/۰۰۰۰	-۸/۷۷۰۷۰	۰/۰۰۰۰
نسبت هزینه به درآمد	۵۹۲/۵۲۵	۰/۰۰۰۰	۲۵۴/۰۷۶	۰/۰۰۰۰	-۸/۴۳۱۹۵	۰/۰۰۰۰	-۹/۰۴۷۸۰	۰/۰۰۰۰
نسبت اعتبارات به سپرده	۱۸۶/۶۵۵	۰/۰۰۰۰	۲۲۲/۵۳۳	۰/۰۰۰۰	-۷/۰۴۷۷۱	۰/۰۰۰۰	-۱۴/۰۹۴۶	۰/۰۰۰۰
شاخص ثبات بانکی	۵۳۴/۱۵۹	۰/۰۰۰۰	۲۶۵/۱۱۲	۰/۰۰۰۰	-۸/۸۵۰۱۱	۰/۰۰۰۰	-۱۲/۸۹۰۲	۰/۰۰۰۰
بازده کل دارایی‌ها	۱۹۰/۲۱۳	۰/۰۰۰۰	۱۵۵/۸۳۵	۰/۰۰۰۰	-۲/۸۵۵۹۷	۰/۰۰۰۰	-۵/۶۳۲۴۷	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

محاسبات انجام شده برای آزمون مانایی متغیرهای رگرسیون تحقیق، نشان از این واقعیت دارند که تمام متغیرها مانا هستند (زیرا فرض اولیه مبنی بر عدم مانایی برای آنها رد می‌شود، به دلیل اینکه احتمال محاسباتی کمتر از ۰/۰۵ است). بنابراین به کارگیری آنها در مدل‌ها، لطمه‌ای به نتایج وارد نمی‌سازد.

در جدول ۲، تأثیر متغیرهای داخلی بویژه تمرکز بر ریسک و سودآوری بانک‌ها به روش گشتاورهای تعمیم یافته، بررسی، و با بازده کل دارایی‌ها (معیار سودآوری) و شاخص ثبات بانکی (معیار ریسک)، اندازه‌گیری و منعکس شده‌اند.

جدول ۲: نتایج حاصل از برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم یافته

متغیر وابسته	ضرایب معادلات	متغیر مستقل	ضرایب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
	α۱	بازده دارایی‌ها با وقفه	۱/۰۲۷۳۷۸	۰/۰۱۵۱۲۱	۶۷/۹۴۴۲۵	۰/۰۰۰۰
	α۳	تمرکز با وقفه	۰/۰۰۳۸۱۷	۰/۰۰۱۶۸۳	۲/۲۶۷۷۰۷	۰/۰۲۳۵
	α۴	کفایت سرمایه	۰/۰۱۳۹۱۴	۰/۰۰۷۲۵۳	۱/۹۱۵۳۲۶	۰/۰۵۵۳
بازده کل دارایی ها	α۵	نسبت دارایی‌های بانک مرکزی	۰/۰۰۴۱۰۹	۰/۰۰۵۹۵۶	۱/۸۸۲۵۰۲	۰/۰۳۵۴
	α۶	نسبت سپرده به تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰۰۵۵۳	۰/۰۰۱۰۱۲	۱/۶۵۴۷۵۲	۰/۱۰۲۷
	α۷	نسبت دارایی نقد شونده به سپرده	۰/۰۰۰۲۵۹	۰/۰۰۲۲۱۸	۲/۱۱۷۱۲۵	۰/۰۰۱۲
	α۸	نسبت هزینه به درآمد	۰/۰۰۴۳۴۲	۰/۰۰۲۵۰۳	۱/۷۳۴۵۴۴	۰/۰۸۳۱
شاخص ثبات بانکی	β۰	عرض از مبدأ معادله ریسک	-۱/۳۰۳۴۳۸	۰/۵۴۵۲۵۶	-۲/۳۹۰۵۰۷	۰/۰۱۷۰
	β۲	شاخص ثبات بانکی با وقفه	۱/۱۰۹۹۴۵	۰/۰۲۶۱۵۸	۴۲/۴۳۲۷۳	۰/۰۰۰۰
	β۳	کفایت سرمایه با وقفه	۰/۰۴۹۰۰۲	۰/۰۱۸۵۰۷	۲/۸۴۷۷۱۹	۰/۰۰۸۲
	β۴	نسبت وام به سپرده	۰/۰۱۱۳۹۶	۰/۰۰۳۷۱۶	۳/۰۶۷۲۹۹	۰/۰۰۲۲
	β۵	بازده دارایی‌ها با وقفه	۰/۰۱۹۴۲۵	۰/۰۲۵۴۴۳	۱/۷۶۳۴۹۵	۰/۰۰۱۷
	β۶	نسبت دارایی‌های بانک مرکزی	۰/۰۶۹۷۷۰	۰/۰۲۹۰۰۲	۲/۴۰۵۷۵۹	۰ /۰۱۶۳
		۰/۰۵۰۸۳۱ ۱۲۱۷		مقدار آماره j کل سیستم تعداد مشاهدات شامل شده در کل سیستم		
معادله سودآوری ۲/۵۵۶۱۷۹: آماره دوربین واتسون ۰/۸۷۹۱۲۵: ضریب تعیین ۰/۸۷۷۹۱۵: ضریب تعیین تعدیل شده						
معادله ریسک ۲/۲۵۴۹۱۰: آماره دوربین واتسون ۰/۸۱۸۵۲۶: ضریب تعیین ۰/۸۱۷۰۲۱: ضریب تعیین تعدیل شده						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در معادله سودآوری، براساس نتایج برآورد شده، ۸۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل توصیف شده‌اند ($R^2 =$ ۸۷). در ضمن، مقدار آماره J نشان می‌دهد که متغیرهای ابزاری وارد شده در سیستم معادلات همزمان، همگی معتبر هستند و تمامی الگوها به درستی تخمین زده می‌شوند.

به استناد یافته های پژوهش، تأثیر متغیرهای مستقل در مدل سودآوری از نظر آماری، معنادار بوده و تأثیر مثبتی بر سودآوری بانک‌ها دارند؛ یعنی اگر ضرایب متغیرهای مستقل در الگو معنادار باشد، به ازای یک واحد تغییر در یکی از متغیرهای مستقل، متغیر وابسته به اندازه ضریب آن در الگو تغییر خواهد کرد.

عزیز، شریف و صالیح[1] (۲۰۱۷)، معتقدند که هرچه نسبت های مالی بالاتر باشند، سودآوری بانک ها بیشتر خواهد بود.

براساس نتایج به دست آمده از برآورد مدل، بازده کل دارایی‌های دوره گذشته ارتباط مثبت و معناداری با بازده کل دارایی‌های دوره جاری دارد؛ به نحوی که سودآوری در دوره قبل، باعث افزایش سود دوره جاری به میزان ۱/۰۲۷۳۷۸ می‌شود. این نتیجه با مطالعه دین محمدی و همکاران (۱۳۹۷) مطابقت دارد. اگر سود بانک‌ها در دوره قبل بالا باشد، بانک با سرمایه‌گذاری آن و یا با اعطای تسهیلات بیشتر، می‌تواند در دوره جاری به سود بیشتری دست یابد.

در مورد فرضیه اصلی پژوهش یعنی تأثیر شاخص تمرکز بر سودآوری سیستم بانکی، ملاحظه می شود که افزایش تمرکز بازاری، باعث افزایش سودآوری شده است که میزان تأثیرگذاری، ضریب قابل توجه ۰/۰۰۳۸۱۷ است که تأیید کننده فرضیه ساختار-رفتار-عملکرد است. به عبارت دیگر، براساس فرضیه فوق، همچنان که درجه رقابت بازاری کاهش می یابد، امکان کسب سود بالاتر فراهم می شود. در مقاله حاضر، شاخص تمرکز در رگرسیون، تأثیر مثبت و معناداری بر بازده کل دارایی‌ها دارد که با نتیجه مطالعه شهیکی تاش و همکاران (۱۳۹۲) و فطرس و همکاران (۱۳۹۷) نیز سازگار است.

در این پژوهش، کفایت سرمایه بر بازده کل دارایی‌ها، تأثیر مثبت دارد. نسبت کفایت سرمایه در واقع، به عنوان تکیه گاه مالی بانک قلمداد شده، ثبات و امنیت بیشتر بانک حتی در بحران‌های مالی را در مقابل زیان‌ها و بازپرداخت بدهی‌ها به همراه دارد. از این رو، هرچه این نسبت در بانک‌ها بالا باشد، نشانه قدرتمندی بانک است و سودآوری بیشتر تضمین می شود، زیرا داشتن سرمایه بیشتر، این امکان را فراهم می‌سازد که بانک به سطوح استاندارد سرمایه دست یابد که برای اعطای وام‌های بیشتر و کسب سود ضروری است. این نتیجه، مبین رابطه مثبت بین نسبت سرمایه و سودآوری می باشد که با مطالعه باقری (۱۳۸۵) سازگار است.

رابطه بین نسبت دارایی‌های بانک مرکزی و بازده کل دارایی‌ها از نظر آماری، معنادار بوده و دارای تأثیر مثبت است؛ بدین معنا که با افزایش نسبت دارایی‌های بانک مرکزی، بازده کل دارایی‌ها به میزان ۰/۰۰۴۱۰۹ افزایش می‌یابد.

با توجه به اینکه سپرده ها، یک منبع ارزان و مناسب جهت تأمین مالی در مقایسه با سایر روش های تأمین مالی می باشد، سهم بیشتر از سپرده مشتریان در بدهی های بانک، باعث سودآوری بیشتر بانک می شود. از طرف دیگر، سیاست های تجاری رقابتی، می تواند به پرداخت نرخ بهره بالاتر

1. Aziz, Sharif, & Salih (2017)

برای جذب سپرده ها منجر گردد که باعث کاهش حاشیه سود می شود. علامت مثبت ضریب برآوردی نسبت سپرده، این معنا را دارد که با افزایش میزان سپرده، بر سودآوری بانک‌ها افزوده می‌شود که این نتیجه، با نتایج مطالعات رستمی (۱۳۹۰) و فرهنگ و همکاران (۱۳۹۵) سازگار است.

یکی از ویژگی های مهم بانک، داشتن توان نقدینگی بالا است و زمانی که از میزان دارایی ها با توان نقدینگی بالا کاسته شود، بانک ها با ریسک نقدینگی روبرو می گردند. هامپتون[1] (۲۰۰۱)، دلایل مهم نگهداری نقدینگی در بانک ها را نیازهای معاملاتی روزانه، نیازهای احتیاطی در موارد غیرمنتظره و نیاز به وجه نقد در شرایط خاص می داند.

عواملی که ممکن است به صورت کلی ریسک نقدینگی را افزایش دهند، عبارتند از: سوء مدیریت اقتصادی از سوی دولت، وابستگی به یک بازار یا چند طرف تجاری محدود برای دریافت سپرده ها، افزایش وام گیری کوتاه مدت و پرداخت وام بلندمدت.

جهت کاهش و یا خنثی سازی این عوامل، می توان اقدامات زیر را انجام داد: تنوع در انواع سپرده ها، نگهداری سطح مناسبی از دارایی های نقد، بیمه سپرده ها، کنترل مدیریت بر تطابق ساختار سررسید دارایی ها و بدهی ها و نظارت بر نسبت وام به سپرده.

گسترش بازارها در سراسر جهان و تنوع ابزارهای مالی، باعث شده است تا انعطاف پذیری مالی در مدیریت نقدینگی برای دوره های زمانی کوتاه مدت، بهبود یابد که به نوبه خود، الزام به نگهداری مقادیر زیاد دارایی های نقدشونده را کاهش داده است. در محیط های بانکی با بازارهای مالی توسعه یافته، میزان دارایی های نقد شونده تنها ۵ درصد از کل دارایی ها را شامل می شود. هدف اصلی از الزام به نگهداری دارایی های نقد شونده، اطمینان از جریان های مالی پیش بینی شده به منظور پرداخت به متقاضیان است. امکان دارد که این سرمایه گذاری اجباری، توان انعطاف پذیری مالی را کاهش داده و هزینه اعتبار داده شده به بخش های اقتصادی را افزایش دهد. با افزایش هزینه اعتبار، سطح ریسک مالی بانک نیز افزایش خواهد یافت.

ضریب رگرسیونی بین نسبت دارایی‌های نقدشونده و بازده کل دارایی‌ها، مثبت است؛ به این معنا که با افزایش نسبت دارایی‌های نقد شونده، بازده کل دارایی‌ها به میزان ۰/۰۰۰۲۵۹ افزایش می‌یابد. این نتیجه، با مطالعه تراد و همکاران (۲۰۱۷) همسو است.

افزایش یک واحدی در شاخص نسبت هزینه، موجب افزایش ۰/۰۴۳ واحدی در سودآوری شده است که با یافته های فطرس و همکاران (۱۳۹۷) و مولینکس و ثورنتون (۱۹۹۷) برای صنعت بانکی اروپا مطابقت دارد. از آنجا که عمده هزینه های عملیاتی بانک ها را دستمزد کارکنان تشکیل می دهد، به نظر می رسد که افزایش دستمزدها براساس نظریه دستمزد-کارآیی، باعث افزایش بهره وری و به دنبال آن، بهبود عملکرد نظام بانکی شده است (تان، ۲۰۱۵).

همچنین در معادله ریسک هم براساس نتایج برآورد شده، ۸۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل توصیف شده است (R^2 =۸۱). متغیرهای مستقل با وقفه یعنی شاخص

1. Hampton (2001)

ثبات بانکی، کفایت سرمایه و بازده دارایی‌های دوره قبل، دارای ارتباط مثبت و معناداری با ریسک هستند؛ بدین معنا که با افزایش یک واحد از متغیرهای مذکور، به ترتیب، معادل ۰/۱،۰۴۹۰۰۲/۱۰۹۹۴۵ و ۰/۰۱۹۴۲۵ ریسک افزایش خواهد یافت. با افزایش نسبت سرمایه در بانک ها، توانایی بانک ها برای مقابله ریسک ها افزایش و بحران های ایجاد شده در بانک ها، کاهش می یابد و این مطابق با نتایج به دست آمده در این مقاله است. نتیجه مقاله حاضر، با یافته های مطالعه فرهنگ و همکاران (۱۳۹۵) نیز سازگار است.

ضریب رگرسیونی بین نسبت دارایی‌های بانک مرکزی و ریسک، مثبت و معنادار است. ضریب رگرسیونی، نشان‌دهنده آن است که با یک واحد افزایش، ریسک نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به میزان ۰/۰۶۹۷۷۰، افزایش خواهد یافت.

بانک ها از طریق تنوع پذیری در کسب درآمدهای خود، می توانند با کسب سود بیشتر در مقابله با ریسک های موجود در شبکه بانکی، توان خود را افزایش دهند؛ زیرا بانک هایی که از نظر ریسک در وضعیت ایمنی قرار دارند، می توانند به تنوع درآمدی روی آورند و ساختار درآمد را به سمت درآمدهای غیربهره ای هدایت نمایند. مثبت بودن رابطه بین نسبت وام به سپرده با ریسک در مطالعه حاضر، مؤید این مطلب است.

به طور کلی، نتایج مدل های رگرسیونی برآورد شده، ضمن تأیید فرضیه‌های تحقیق، نشان داد که بسیاری از یافته‌ها، مطابق با تئوری‌ها و تحقیقات پیشین است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بانکداری اسلامی از روندی رو به رشد بویژه در سال های اخیر برخوردار بوده است. گسترش و رونق این گونه عملیات بانکی در میان کشورهای اسلامی از یک سو، و تقاضای کشورهای غربی مبنی بر تطابق قوانین اسلامی از سوی دیگر، رشد چشمگیر این نوع نظام بانکی را رقم زده است. در عملیات بانکی، افزایش سودآوری معمولاً بسیار مهم است، زیرا موفقیت در این زمینه می تواند عاملی برای موفقیت در زمینه های دیگر باشد، چراکه افزایش سودآوری برای هر بانک و سیستم بانکی، به عوامل درون سازمانی و خارجی مربوط می شود. شناخت این عوامل و تأثیر هر یک از آنها برای موفقیت در این زمینه نیز مهم است.

در مقاله حاضر، تأثیر عوامل مؤثر بر ریسک و سودآوری بانک‌ها بویژه شاخص تمرکز به عنوان یکی از ابعاد ساختار بازار در صنعت بانکداری، مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور، تمرکز در صنعت بانکداری با استفاده از شاخص هرفیندال- هیرشمن اندازه‌گیری شده است. علاوه بر آن، ۶ متغیر کنترلی شامل کفایت سرمایه، نسبت دارایی‌های بانک مرکزی، نسبت سپرده، نسبت دارایی های نقد شونده، نسبت اعتبارات و نسبت هزینه به درآمد به عنوان متغیرهای توضیحی-کنترلی انتخاب و اندازه‌گیری شده‌اند. همچنین، ریسک و سودآوری بانک‌ها، با استفاده از شاخص ثبات بانکی و بازده کل دارایی‌ها اندازه‌گیری شده‌اند. نتایج تجربی، نشان داده اند که اثرات هر یک از متغیرهای مستقل، دارای اثر مثبت و معناداری بر ریسک و سودآوری هستند.

نتایج برآورد، بیانگر تأثیر مثبت شاخص تمرکز بازار بر سودآوری بانک‌ها بوده است. به این ترتیب که در دوره هایی که تمرکز در صنعت بانکداری بالاتر بوده، بانک ها سودآوری بیشتری داشته، و با افزایش سطح تمرکز، بر سودآوری بانک ها افزوده شده است. یافته این تحقیق نیز مؤید این مطلب است.

به استناد یافته های پژوهش، هر چه شاخص کفایت سرمایه یک بانک بیشتر باشد، بانک ها توانایی بیشتری برای پرداخت بدهی در صورت مواجه شدن با مشکلات نقدینگی و افزایش مراجعات مردم به بانک ها خواهند داشت. در اکثر موارد، بالا بودن کفایت سرمایه در بانک ها، ناشی از کاهش رشد دارایی ریسکی بوده (کاهش مخرج کسر کفایت سرمایه) و رشد سرمایه پایه بانک ها (افزایش صورت کسر کفایت سرمایه)، تأثیر کمتری در این شاخص داشته است.

انتظار ارتباط مثبت بین نسبت نقدینگی و سودآوری وجود دارد. مدیریت نقدینگی و تأمین مالی مناسب، از اهم اموری است که توسط بانک ها انجام می شود و می تواند از احتمال وقوع مشکلات جدی در بانک ها بکاهد. درواقع، با توجه به اینکه کمبود نقدینگی در یک بانک، می تواند پیامدهای گسترده سیستمی در برداشته باشد، اهمیت نقدینگی برای هر بانک، ورای هر موضوع دیگری است. از این رو، تجزیه و تحلیل نقدینگی، نه تنها بر شاخص های کلیدی سودآوری بانک تأثیر دارد، بلکه می تواند تأثیر بسزایی در اقتصاد داشته باشد.

مدیریت هزینه ها، یکی دیگر از عوامل داخلی است و می توان انتظار داشت که اثر معنی داری بر بازده داشته باشد و ارتباط بین هزینه و درآمد به صورت یک رابطه مستقیم ظاهر شود. با توجه به یافته های تحقیق، ضعف در مدیریت هزینه، یکی از عوامل اصلی اثرگذار بر بازدهی است، به گونه ای که کاهش هزینه ها و بهبود بهره وری، افزایش سود را در بر دارد.

نسبت وام به سپرده و نسبت دارایی های بانک مرکزی بر ریسک، به ترتیب، کمترین و بیشترین تأثیر را بر ریسک بانک ها دارند. درضمن، نسبت دارایی های بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی، یکی از مهم ترین متغیرهای تأثیرگذار بر ریسک بانک ها است که این موضوع باید مورد توجه مدیران ارشد بانک ها در هنگام تدوین سیاست های سالانه و نیز سیاست گذاران پولی و بانکی قرار گیرد.

بانک هایی با نسبت سرمایه به دارایی بالاتر، ایمنی و امنیت مناسب حتی در حوادث و بحران های اقتصادی، زیان ها یا بازپرداخت بدهی ها و همچنین انحلال آنها دارند. فرضیه مشخص ریسک-بازدهی به عنوان یک ارتباط منفی بین نسبت سرمایه به دارایی و بازده بانک، به کار می رود که نشان می دهد، نگهداری بیش از حد سرمایه و نقدینگی، باعث کاهش ریسک و کاهش بازدهی مورد انتظار هر بانک می شود. یافته های این تحقیق، مؤید این مطلب است.

نهایتاً، لازم به ذکر است که مهم‌ترین محدودیت‌های این تحقیق در دو زمینه پیشینه مطالعات تجربی و دسترسی به داده‌های مورد نیاز در برخی از کشورها بوده است؛ به طوری که تعداد مطالعات تجربی انجام شده در زمینه ریسک بانک‌ها، بسیار اندک بوده و کمتر اقتصاددان و پژوهشگری به این موضوع مهم، چه در زمینه نظری و چه در زمینه پژوهشی و کاربردی، پرداخته است. آنچه سبب

گردید که بتوان بر این محدودیت فائق شد، عدم تکیه صرف بر مطالعات داخلی و گسترش و بررسی بیشتر مطالعات بین‌المللی و انجام شده در کشورهای متفاوت بود.

۱-۶. پیشنهادات

- نتایج برآورد، بیانگر تأثیر مثبت شاخص تمرکز بازار بر عملکرد نظام بانکی بوده است. اگر چه این متغیر به عنوان یک عامل خارجی که تحت کنترل مدیران بانکی نیست، عمل می‌کند؛ اما این علامت را به بانک ها می دهد که افزایش سهم شان از بازار، می تواند موجب بهبود عملکردشان شود.
- از آنجا که نتایج تحقیق، حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین نسبت سپرده و سودآوری بانک ها است، به دست اندرکاران صنعت بانکداری توصیه می شود که در کنار توجه به اهمیت سپرده ها و مدیریت مناسب آنها، به اعطای تسهیلات مناسب و مدیریت بهینه آنها نیز توجه کافی داشته باشند.
- اتخاذ راهکار صرفه جویی در هزینه ها به منظور افزایش سودآوری در بانک های کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی نیز آخرین پیشنهاد است.

References

Antonio. T.P. (2013). "What Determines the Profitability of Banks? Evidence from Spain". Accounting and Finance, Vol. 53: 561-586.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models". Journal of Econometrics, 68(1): 29-51.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carol Evidence and Application to Employment Equation. Review of Economic Studies, 58(2): 117-142.

Aziz, A. I., Sharif, A. A., & Salih, D. G. (2017). Liquidity Management and Profitability in Islamic Banks in Kurdestan Region of Iraq, Cihan Bank for Islamic Investment and Finance as a Case Study. https://www.researchgate.net/publication/317548877

Bagheri, H. (2006). "Analysis of Factors Affecting the Profitability of Commercial Banks". Financial Research, 9(21): 3-26, (in Farsi).

Bain, J.S. (1956). *Barriers to New Competition*. Cambridge: Harvard University Press.

Baltagi, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons.

Barro, R. J., & Lee, J. W. (1996). "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality". The American Economic Review, 86(2): 218-223.

Berger, A. N., Klapper, L. F., & Turk-Ariss, R. (2008). "Bank Competition and Financial Stability". J. Financ Serv. Research, 2: 99-188.

Berger, A. N. (1995). "The Profit-Structure Relationship in Banking-Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses". Journal of Money, Credit and Banking, 27: 404-431.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". Journal of Econometrics, 87(1): 115-143.

Dehghan Dehnavi, M.A. (2011). Structure and Performance of Iran Banking Industry. (Ph.d Dissertation, Tarbyat Modares University, Tehran, Iran), (in Farsi).

Ghorbani, F., Dinmohammadi, M., & Jabbari, A. (2019). The Effect of Business Cycles on Profit Public and Private Banks in Iran. Journal of Iranian Economic Issues, 5(2), 53-78.Doll, Maurice. (2010). Bank Concentration, Competition, and Financial Stability. Tilburg Univarsity.

Determinants of Profitability in Iran's Banking System with an Emphasis on Market Structure and Risk-taking Behavior". Researches in Monetary Economics, Finance, 25(16): 16-1, (in Farsi).

Gonzalez, L. O., Razia, A., Vivel Búa, Milagros., & Sestayo, R. L. (2019). International Review of Economics & Finance, Vol. 4, November.

Hafezi, Sh., & Tajbakhsh, Gh. (2018). "Investigating the Relationship between Banking Sector Factors and Market Structure on the Profitability of Commercial Banks in Iran". Journal of New Achievements in Humanities Studies, 2(20): 107-122, (in Farsi).

Kasman, Saadet, & Kasman Adnan. (2015). "Bank Competition, Concentration and Financial Stablity in the Turkish banking". Economic Systems, http://dx.doi.org/10.1016/j.ecosys.12.003.

Khavari, M. (2018). "The Developments Facing Islamic Banking, the Steering Committee of the Structural Transformation Plan of the Coordination Council of Islamic Banks". The 21st. Annual Conference on Monetary and Foreign Exchange Policies, (in Farsi).

Li, X., Feng, H., Zhao, S., & Carter, D. (2021). "The Effect of Revenue Diversification on Bank Profitability and Risk during the COVID-19 Pandemic". Finance Research Letters, Available online 5 February 2021, 101957.

Mason, E. S. (1939). "Price and Production Policies of Large Scale Enterprises". American Economic Review, 29: 61-74.

Molyneux, Ph., & Thornton, j. (1992). Determinants of European Bank Profitability A Note". Journal of Banking and Finance, No: 16: 163-178.

Munacinga,. S, Syden, M., & Nomasomi, N. (2018). "Structure and Profitability in the Banking Sector". Banks and Bank Systems, 13(1): 49-59.

Peltzman, S. (1977). "The Gains and Losses from Industrial Concentration". Journal of Law and Economics, 20:229-263.

Profitability of the Branch of the Agricultural Bank. (The Master's Thesis of the Islamic Free University of Sanandaj), (in Farsi).

Shahchera, M. (2010). "Comparison of Iran's Banking with the Countries of the Region". Special Issue of New Economics, 3(9): 1-13, (in Farsi).

Trad, N., Trabelsi, M. A., & Goux, J. F. (2017). "Risk and Profitability of Islamic Banks: A Religious Deception or an Alternative Solution?" European Research on Management and Business Economics, 23(1): 40-45.

Zhang, J., Qu, B., & Wang, W. (2012). "Bank Risk Taking, Efficiency, and Law Enforcement: Evidence from Chinese City Commercial Banks". China Economic Review, 23(2): 284-295.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P:169-191

The Effect of Concentration Index on the Profitability in the Banking System of the Member Countries of the Organization of Islamic Cooperation

Marzieh Rafiean Esfahani[1]
Saeed Daei Karimzadeh[2]
Mahshid Shahchera[3]
Sara Ghobadi[4]

Received: 2022-7-2 Accepted: 2022-7-24

Aim and Introduction

Over the past two decades, the banking system around the world has undergone significant changes in its operating environment, and several internal and external factors have influenced its structure and performance. Despite all these changes, the banking system remains the main source of financing economic activities in many countries. Therefore, evaluating the performance of the banking system is important. Profitability is one of the influential factors in evaluating the performance of banks. Thus, it is necessary to know the effective internal and external factors. The main purpose of this paper is to evaluate the impact of the concentration index on the profitability of the banking industry. On the other hand, banks as established and organized institutions play an important role in attracting stagnant capital and transferring it to productive sectors, as well as meeting the needs of investors. Since a competitive environment in the banking system can increase efficiency and facilitate financial transactions, identifying the market structure of the banking industry is important for policymakers and banking operators, because it can be the way to remove the obstacles in creating a competitive market.

The policy makers could be selected the polices that achevied the economic goles.

Methodology

In order to achieve this goal, the impact of factors affecting the risk and profitability of banks, we especially use the concentration index as one of the dimensions of the market structure in the banking industry. The method of estimation is generalized method of moments (GMM).

For this purpose, concentration in the banking industry has been measured using the Herfindahl-Hirschman index. In addition, six control variables including

1. Ph.D. Student, Department of Economics. Isfahan (Khorasgan) Branch. Islamic Azad University. Isfahan, Iran. E-mail: rafieanm913@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran (Corresponding Author), E-mail: saeedkarimzade@yahoo.com
3. Assistant Professor Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran. E-mail: mahshidshahchera@yahoo.com
4. Assistant Professor, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. E-mail: sghobadi@khuisf.ac.ir

capital adequacy, central bank assets ratio, deposit ratio, liquid assets ratio, credit ratio and cost-to-income ratio have been selected as explanatory-control variables. In this way, the explanatory variables of banks' profitability include bank-specific factors. Return on total assets and bank stability index have been used as profitability and risk criteria of banks. Also, the situation of the organized monetary market of 52 countries of the Organization of Islamic Cooperation was studied over the period 2005-2019.

Findings

Based on the findings of the research, the effects of independent variables in the profitability model are statistically significant and have positive effects on the profitability of banks. Regarding the main hypothesis of the research, i.e. the effect of the concentration index on the profitability of the banking system, it can be seen that the increase in market concentration has increased the profitability, which has a significant coefficient of 0.003817, which confirms the Structure-Conduct-Performance(SCP) hypothesis. In other words, based on this hypothesis, as the degree of market competition decreases, it becomes possible to earn higher profits. In addition, independent variables with lag of time (banking stability index, capital adequacy and return on assets) and the ratio of loans to deposits and the ratio of central bank assets have positive and significant impacts on risk.

Discussion and Conclusion

Experimental results have shown that the each of the independent variables has positive and significant effect on risk and profitability. The estimation results have shown the positive effect of the market concentration index on banks' profitability. In this way, in the periods when the concentration in the banking industry is higher, the profitability of the banks is high and with the increase in the level of concentration, the profitability of the banks has increased. As stated in the theoretical foundations, there are various theories regarding the relationship between concentration and profitability of banks. Although these theories differ on how to create this relationship, almost all of them emphasize that increasing concentration increases the profitability of banks and reduces competition. In other words, these theories predict that the relationship between concentration and profitability is positive. The result of fitting the research model shows a positive and significant effect of the concentration index on the return on total assets. This means that increasing market concentration has increased profitability. According to the obvious realities in the economies of the sample countries, the intensity of concentration in the banking industry have significant consequences for the profitability of banks by affecting the efficiency and effectiveness of resources.

Keywords: Banking System, Profitability, Risk Management, Concentration Index
JEL Classification: G21, G32, G38

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۲۱۸-۱۹۳

بررسی اثرات شوک های سیاست پولی بر حباب قیمت سهام: کاربرد روش خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان (TVP-SVAR)

مینا نادری[۱]
آرش هادی‌زاده[۲]
اکبر میرزاپور باباجان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۶/۸ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۶/۳۱

چکیده

یکی از بازارهایی که در بحران اخیر اقتصاد ایران (بعد از دور دوم تحریم‌ها) به شدت متلاطم شده و رفتاری حباب‌گونه از خود نشان داده، بازار سهام بوده است. سؤال مهمی که اکنون پیش آمده، این است که آیا افزایش شدید قیمت سهام، ناشی از حباب بوده و اگر چنین بوده، چه متغیری مسبب آن بوده است؟ ادبیات اقتصادی جدید، به نقش مهم متغیر سیاست پولی بر شکل‌گیری حباب‌ها تأکید دارد؛ بر این اساس، در این مطالعه، به بررسی نقش سیاست پولی در شکل‌گیری حباب بازار سهام ایران پرداخته شده است. برای شناسایی حباب از روش فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵) و برای بررسی اثر سیاست پولی بر اندازه حباب از روش گالی و گمبتی (۲۰۱۴) و همچنین روش خودرگرسیون برداری با پارامترهای متغیر در زمان (در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۸) استفاده شده است. به دلیل ساختار اقتصاد ایران، برای حصول نتایج دقیق‌تر، از سه متغیر نرخ بهره، حجم نقدینگی و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به عنوان نماینده سیاست پولی استفاده شد. نتایج به دست آمده، حاکی از آن است که بازار سهام ایران در برخی از دوره‌ها، درگیر حباب قیمتی بوده است و شوک نرخ بهره و شوک نقدینگی بر تقویت آن، مؤثر بوده‌اند؛ اما اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی، بخش حبابی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار نداده است. همچنین میزان اثرگذاری سیاست پولی بر حباب بازار سهام، طی زمان متغیر بوده و در دوره مورد بررسی، افزایش پیدا کرده، به نحوی که در سال ۱۳۹۷ (سالی که بازار سهام درگیر حباب قیمتی بوده است)، به بیشترین مقدار خود رسیده است.

واژگان کلیدی: سیاست پولی، نرخ بهره، نقدینگی، حباب قیمت بازار سهام، روش خودرگرسیون برداری با پارامتر متغیر در زمان
طبقه‌بندی JEL: C22 ،G14 ،E32 ،E44

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران.
Minanaderi77@gmail.com ORCID: 0000-0002-4018-871X
۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران. (نویسنده مسؤول)
hadizadeh@qiau.ac.ir ORCID: 0000-0001-5611-8639
۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران.
akbarmirzapour@gmail.com ORCID: 0000-0003-4022-1927

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین بازارها در هر نظام اقتصادی، بازار سرمایه است. بورس اوراق بهادار، از اجزای تشکیل‌دهنده بازار سرمایه می باشد و به عنوان بخشی از مجموعه اقتصاد، تابع آن است. در کشورهای در حال توسعه، در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته، شوک‌های وارد شده بر اقتصاد که ناشی از شوک‌های بورسی باشد، عمق بیشتری دارد؛ زیرا نگرانی از افت ارزش سرمایه با نگرانی‌های ناشی از بی‌ثباتی‌های مشهود در اقتصاد، همراه می‌شود. تغییر بازده ریسک سرمایه‌گذاری ناشی از نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی، می‌تواند گزینه‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد (پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۸).

طی چند سال اخیر، توجه جامعه و سرمایه‌گذاران خرد به بازار سهام بیشتر جلب، که افزایش شدید تعداد معاملات و کدهای بورسی، آن را نشان می دهد؛ به‌نحوی که تعداد کل کدهای بورسی از حدود یک میلیون کد در سال ۱۳۹۷ به حدود ۱۰ میلیون در سال ۱۳۹۸ و ۳۷/۵ میلیون کد در سال ۱۴۰۰ رسیده، و این افزایش مشارکت، هم به دلیل رشد فزاینده شاخص قیمت در بازار و هم به دلیل تمایل و تشویق سیاست‌گذاران اقتصادی رخ داده است. بنابراین، علاوه بر تأثیر و تأثر بازار بورس و بخش‌های واقعی اقتصاد، توجه و اقبال عموم جامعه به این بازار نیز بر اهمیت آن می‌افزاید. لذا این مطالعه به بررسی فراز و فرودهای شدید شاخص بورس که مشکوک به وجود حباب در بازار بوده، پرداخته است.

زمان بندی شکل‌گیری و از بین رفتن حباب در بازار، یکی از اهداف این مطالعه است که با به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد راست‌دنباله مبتنی بر دیکی- فولر تعمیم یافته انجام شده است. حباب قیمت سهام، ممکن است از سیاست‌های پولی متأثر شود یا نشود. این موضوع، هم تحت تأثیر اندازه حباب است و هم از نوع و شدت سیاست پولی اعمال شده، تأثیر می‌پذیرد. به‌علاوه در زمینه چگونگی واکنش سیاست گذار به نوسانات قیمت دارایی نیز دو استدلال وجود دارد، که یکی دال بر دخالت و دیگری دال بر عدم دخالت سیاست گذار است (بیات و افشاری، ۱۳۹۵).

گالی[1] (۲۰۱۴)، استدلال می‌کند که تأثیر نوسانات سیاست پولی و بخصوص نرخ بهره بر حباب قیمت سهام به‌شکل نظری نامشخص است و باید به شکل تجربی تعیین شود. بنابراین هدف دیگر این مطالعه، بررسی تجربی اثر شوک‌های سیاست پولی بر شکل‌گیری و زمان‌بندی حباب بازار سهام است.

این تحقیق، در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه و در بخش دوم، اجمالی از مهم‌ترین نظریات توضیح‌دهنده حباب قیمتی و عوامل پولی مؤثر بر آن، ارائه می شود. سپس، اهم پژوهش‌های پیشین داخلی و خارجی مرور می گردد. در بخش سوم، ضمن بررسی داده‌ها، اندازه‌گیری حباب به‌روش BSADF و GSADF و مدل اقتصادسنجی مورد استفاده برای تفکیک آثار شوک پولی بر بخش حبابی قیمت سهام بررسی شده، و بخش چهارم، به نتایج کمی، و بخش پنجم، به خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

1. Galli (2014)

۲. مبانی نظری و مروری بر ادبیات تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. تعریف حباب و دلایل شکل‌گیری آن

به دلیل ملموس نبودن و غیرقابل مشاهده بودن حباب و مشکلاتی که در اندازه‌گیری آن وجود دارد، تعریف قطعی و مورد اجماع برای حباب وجود ندارد. پژوهشگرانی مانند فاما[1] (۱۹۶۵) و فریدمن[2] (۱۹۵۳)، رخ‌دادن حباب را امری غیرممکن تلقی می‌کردند؛ اما تجربیات موجود در اقتصاد جهانی، حاکی از وجود پدیده‌های غیرعادی در بازارهای دارایی است که ویژگی‌های مشترکی دارند. گورکاینک[3] (۲۰۰۸)، ضمن بررسی مطالعات صورت گرفته در این موضوع، بر مبنای تئوری حباب‌های عقلایی، حباب را چنین تعریف می‌کند: حباب وضعیتی است که قیمت‌ها در آن، روند افزایشی دارد و به صورت فزاینده‌ای از ارزش بنیادی خود فاصله می‌گیرد. سرمایه‌گذاران به رغم اینکه عقلایی هستند، اما به این امید، اقدام به خرید دارایی حبابی می‌کنند که قیمت آن در آینده نیز افزایش پیدا کند. در حالت عادی بازار، قیمت‌ها همواره درحال تغییرند و دوره‌های افزایش و کاهش را تجربه می‌نمایند؛ یعنی در حالت عادی، قیمت‌ها بدون وقفه افزایش پیدا نمی‌کنند. اما هنگام وجود حباب، افزایش قیمت سهام آنقدر ادامه می یابد تا به نقطه ای بحرانی برسد. در این نقطه، معاملات سهام متوقف شده و درعمل گفته می شود که حباب قیمتی در حال ترکیدن است (گاربر[4]، ۱۹۹۰).

کیندل برگر[5] (۱۹۹۶)، حباب را افزایش سریع در قیمت یک یا طیفی از دارایی ها در یک فرایند پیوسته می‌داند که افزایش قیمت اولیه، انتظار افزایش قیمت آتی را ایجاد کرده و باعث جذب خریداران جدید به بازار می شود. افزایش قیمت با معکوس شدن انتظارات، سقوط کرده و معمولاً باعث بروز بحران های مالی می شود.

در مطالعات پیشین، ویژگی‌های زیر از جمله مشخصات مشترک حباب قیمت شناخته شده است:

- افزایش سریع قیمت ها (بیکر و وورگلر[6]، ۲۰۰۲)؛
- انتظارات غیرواقعی از افزایش قیمت های آتی (کیس و شیلر[7]، ۲۰۰۳)؛
- انحراف قیمت ها از ارزش پایه ای؛
- سقوط بزرگ در قیمت ها بعد از ترکیدگی حباب ها (سیگل[8]، ۲۰۰۳).

1. Fama (1965)
2. Friedman (1953)
3. Gurkaynak (2008)
4. Garber (1990)
5. Kindleberger (1996)
6. Baker and Wurgler (2002)
7. Case and Shiller (2003)
8. Siegel (2003)

نظریه‌های توضیح‌دهنده حباب را می‌توان در چهار دسته طبقه‌بندی کرد: در دسته اول، تمام فعالان بازار، دارای رفتار عقلایی و آگاه از وجود حباب هستند[۱] و سرمایه‌گذاران به این امید، اقدام به خرید سهام حبابی می‌کنند که در آینده، قیمت آن افزایش پیدا کند (بلانچارد و واتسون[۲]، ۱۹۸۲). در دسته دوم از مدل‌ها، عدم تقارن اطلاعات و یا یکسان نبودن اطلاعات فعالان بازار، دلیل به وجود آمدن حباب است (برونرمیر[۳]، ۱۹۹۷). دسته سوم، در چهارچوب تئوری‌های مالی رفتاری، انحراف قیمت سهام را به این عامل نسبت می‌دهند که فعالان اقتصادی، گرچه عقلایی هستند ولی به دلایل مختلف، به‌طور کامل عقلایی رفتار نمی‌کنند؛ یعنی اگرچه افراد از امکان وجود آربیتراژ آگاه هستند اما به دلیل وجود برخی هزینه‌ها و ریسک‌ها، وارد فرایند اصلاح قیمتی نمی‌شوند و به همین دلیل، حباب‌ها تشکیل می‌شوند (آبرو[۴] و برونرمیر، ۲۰۰۳ و دی‌لانگ و همکاران[۵]، ۱۹۸۸). در دسته چهارم مدل‌ها، ناهمگنی عقاید سرمایه‌گذاران در مورد ارزش ذاتی دارایی که در نتیجه تورش‌های روانشناختی (همچون اعتماد به نفس بیش از حد برخی از سرمایه‌گذاران در مورد ارزیابی صحیح بنیاد سهام و ...) به وجود می‌آید، عامل اصلی پیدایش حباب است.

۲-۱-۲. حباب قیمت بازار سهام و سیاست پولی

حباب‌های قیمت عمدتاً در نتیجه یک متغیر تحریک‌کننده و زمانی شکل می‌گیرند که تغییر یا شوکی در چنین متغیری رخ دهد یا چشم‌اندازی برای چنین تغییری در آینده وجود داشته باشد. در بسیاری از مطالعات مانند مطالعه گالی و همکاران (۲۰۱۵)، دونگ و همکاران[۶] (۲۰۲۰)، چن و همکاران[۷] (۲۰۲۲)، فیلاردو و همکاران[۸] (۲۰۲۲)، دل‌نگرو و اوتروک[۹] (۲۰۰۷)، مایو و همکاران[۱۰] (۲۰۱۹) و مارفاتیا و همکاران[۱۱] (۲۰۱۷)، مهم‌ترین متغیری که برای ایجاد چنین تحریکی در انتظارات سرمایه‌گذاران شناسایی شده، متغیر سیاست پولی است. می‌توان قرابت‌هایی بین وقایع بازار سهام تهران در سال‌های گذشته با ادبیات جدید حباب اقتصادی یافت که مطابق آن، سیاست پولی،

---

۱. پیش‌تر مدل‌هایی وجود داشت که نشان می‌دادند، در صورتی که عوامل اقتصادی دارای رفتار عقلایی باشند، امکان پیدایش حباب وجود ندارد؛ اما بعدها مدل‌سازان اقتصادی، با تکیه بر رفتار عقلایی نشان دادند که امکان تشکیل حباب وجود دارد.

2. Watson (1982)
3. Brunnermeier (1997)
4. Abreu (2003)
5. De Long *et al*. (1988)
6. Dong *et al*. (2020)
7. Chen *et al*. (2022)
8. Filardo *et al*. (2022)
9. Del Negro and Otrok (2007)
10. Maio *et al*. (2019)
11. Marfatia *et al*. (2017)

مهم‌ترین عامل شکل‌گیری و گسترش حباب است. سیاست پولی از چندین کانال بر قیمت دارایی اثر گذار است مثل کانال نرخ بهره، کانال تعدیل بهینه پورتفولیو، کانال اثر ثروت، کانال نرخ ارز، کانال اعتبارات و کانال ریسک‌پذیری بانک‌ها؛ اما عمده اثرگذاری آن از طریق نرخ بهره و قیمت سرمایه است.

استدلال برنانکه و گرتلر[1] (۱۹۹۵)، دال بر این است که با کاهش نرخ بهره اسمی و با فرض ثابت ماندن سطح عمومی قیمت‌ها، هزینه سرمایه‌گذاری در دارایی مورد نظر کاهش پیدا کرده و تقاضا برای آن افزایش می‌یابد و به‌علاوه، درآمد ناشی از سپرده‌گذاری در بانک کاهش یافته و از جذابیت سپرده‌گذاری در بانک کاسته می‌شود، که در نهایت، به سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها با ریسک و بازدهی بالاتر منجر شده و سبب رونق در بازار این دارایی‌ها می‌شود.

میشکین[2] (۲۰۰۷)، استدلال می‌کند، از آنجایی که قیمت‌های سهام به روش پیش نگر تعیین می‌شوند (تنزیل شده جریان درآمدهای آتی)، سیاست پولی احتمالاً قیمت های سهام را از طریق کانال نرخ بهره (یا همان نرخ تنزیل) و به‌طور غیرمستقیم از طریق اثر بر تعیین کننده های سود سهام و بازدهی سهام با تأثیر گذاری بر درجه نااطمینانی که کارگزاران با آن روبرو هستند، متأثر خواهد ساخت.

تیلور[3] (۲۰۰۹)، در همین راستا، حباب شکل گرفته در اوایل دهه ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷ را ناشی از قیمت پایین سرمایه یا همان نرخ بهره می‌داند.

گالی و گمبتی[4] (۲۰۱۵)، ضمن واکاوی تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت سهام، رویکردی تازه به ادبیات موضوع اضافه کرده‌اند. ایشان معتقدند که در هر لحظه از زمان، قیمت سهام از دو جزء بنیادی و حبابی تشکیل شده است که در زمان‌های مختلف، ممکن است بخش حبابی برابر صفر یا غیرصفر باشد. شوک سیاست پولی، علاوه بر اینکه بخش بنیادی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بر بخش حبابی آن نیز اثرگذار است.

گالی (۲۰۱۴)، استدلال می‌کند که تأثیر شوک سیاست پولی بر کل قیمت سهام و بر بخش حبابی آن، الزاماً یکسان نیست.

۲-۲. پیشینه تحقیق

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

ژائو و همکاران[5] (۲۰۲۲)، به بررسی اثرات سیاست پولی بر حباب قیمت دارایی در چین پرداخته اند. نتایج این مطالعه، حاکی است که اثرات سیاست پولی بر حباب قیمت دارایی ها در بلندمدت نامتقارن

1. Bernanke and Gertler (1995)
2. Mishkin (2007)
3. Taylor (2009)
4. Gali and Gambetti (2015)
5. Zhao *et al.* (2022)

است. سیاست های پولی انقباضی، قادر به کاهش حباب قیمت دارایی نیست و در مقابل، سیاست پولی انبساطی، به تشدید حباب قیمت دارایی ها منجر می شود.

پاتاتوکاس[1] (۲۰۲۱)، به بررسی تأثیر اخبار مربوط به تولید ناخالص داخلی بر حباب قیمت سهام در اقتصاد آمریکا پرداخت. نتایج، نشان می‌دهد که اخبار مثبت در خصوص رشد اقتصادی و تولید، اثر مثبت بر قیمت سهام دارد و می‌تواند بخش حبابی قیمت را بزرگ تر کند.

نامینی[2] (۲۰۱۸)، اثرات واقعی سیاست پولی بر حباب بازار سهام و نقش آن در تعیین نقدینگی برای منطقه یورو را با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری، علیت گرنجر و تابع واکنش آنی بررسی کرده است. نتایج، نشان می دهد که سیاست پولی انبساطی بانک مرکزی اروپا، به افزایش نقدینگی کل بازار سهام در آلمان، فرانسه و ایتالیا منجر شده و اثر سیاست مزبور بر حباب بازار در بازارهای کوچک تر، به‌طور معنی داری، قوی تر بوده است.

السی و کرسنفیشر[3] (۲۰۱۶)، به تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت سهام در کانادا و آمریکا و تأثیر آزادی بازارهای مالی و تجاری بر رابطه بین شوک های سیاست پولی و قیمت‌های سهام با استفاده از مدل VAR ساختاری و توابع واکنش آنی پرداخته‌اند. نتایج، نشان داد که شوک‌های سیاست پولی در آمریکا، تأثیر قابل توجهی بر قیمت‌های سهام کانادا دارند. همچنین در کانادا، واکنش‌های آنی قیمت‌های سهام به شوک‌های سیاست پولی انقباضی داخلی، مختصر می باشد ولی در آمریکا، واکنش‌های آنی قیمت‌های سهام به چنین شوک‌هایی نسبتاً بزرگ و وسیع بوده، و این تفاوت، ناشی از تفاوت در آزادی بازار مالی است.

لوپز[4] (۲۰۱۵)، برای محاسبه اثرات حباب قیمت دارایی بر اقتصاد کلان، یک مدل اقتصاد باز کوچک را توسعه داده است. بر اساس نتایج، در یک اقتصاد بسته کوچک، بانک مرکزی نباید به قیمت دارایی‌ها واکنش نشان دهد، اما در اقتصادهای باز به دلیل جریان ورودی سرمایه و مکانیسم نرخ ارز، حباب قیمت دارایی به سیاست پولی حساس است؛ بنابراین، در اقتصادهای باز کوچک، سیکل‌های تجاری عمیق‌تر است.

گالی و همکاران (۲۰۱۵)، به بررسی تأثیر سیاست های پولی جایگزین بر حباب عقلایی قیمت دارایی، در بازار سهام آمریکا، از طریق یک مدل بین‌نسلی با وجود چسبندگی اسمی پرداختند. افزایش سیستماتیک در نرخ بهره در پاسخ به یک حباب در حال رشد، از طریق اثرات مثبت آن بر رشد حباب، به افزایش نوسانات بعدی و بی ثباتی اقتصادی منجر می شود. در این الگو، سیاست های پولی بهینه، به دنبال توازنی میان ثبات حباب و ثبات تقاضای کل می باشند.

1. Patatoukas (2021)
2. Namini (2018)
3. Alessi and Kerssenfischer (2016)
4. Lopez (2015)

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

کاشانی‌تبار و همکاران (۱۳۹۹)، از روش گارچ برای شناسایی زمان شکل‌گیری و ترکیدن حباب در بورس تهران استفاده کرده‌اند. خدابخش‌زاده و همکاران (۱۳۹۹)، در مقاله ای با عنوان «بررسی حباب‌های قیمتی حوزه سلامت در بازار بورس اوراق بهادار تهران»، حباب قیمت در شرکت‌های حوزه دارو را با استفاده از روش GSADF محاسبه کرده‌اند.

بیابانی و همکاران (۱۳۹۵)، نیز از روش GSADF برای شناسایی حباب قیمت و رفتار انفجاری در شاخص کل بورس استفاده کرده اند.

راسخی و همکاران (۱۳۹۶)، از روش SADF و GSADF براس شناسایی حباب قیمتی در شاخص کل استفاده نموده‌اند.

ابراهیمی سروعلیا و همکاران (۱۳۹۱)، از متغیرهای درونزای شرکتی مثل نسبت P/E، اندازه شرکت و متغیرهای کلان اقتصادی با تأکید بر سیاست‌های پولی برای شناسایی حباب قیمت در بورس اوراق بهادار استفاده کردند.

شریعت پناهی و روغنیان (۱۳۹۰)، با استفاده از مدل تغییر موقعیت (رژیم سوئیچینگ) بروکس وکتساریز (۲۰۰۵)، نوع خاصی از حباب، یعنی حباب سفته‌بازانه را در شاخص بورس اوراق بهادار تهران و شاخص ۵ صنعت شناسایی کردند و صالح‌آبادی و دلیریان (۱۳۸۹) با استفاده از آزمون مانایی نسبت P/E به شناسایی حباب قیمتی پرداختند.

جلیلی و همکاران (۱۳۹۶)، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری، اثر سیاست های پولی در بازار سهام را مورد بررسی قرار داده اند. نتایج، حاکی از آن است که تغییرات سیاست پولی از کانال نقدینگی و تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی، اثر معنادار و مثبتی بر شاخص کل بورس دارد.

یزدی (۱۳۹۶)، به بررسی تأثیر سیاست های پولی بر حباب بازار سهام تهران پرداخته است. نتایج، نشان داد که شاخص قیمت مصرف کننده بر حباب بازار سهام ایران، تأثیر مثبت دارد. همچنین، نرخ تمایل به سرمایه گذاری بلندمدت و حجم فروش اوراق قرضه بر حباب بازار سهام تهران، تأثیر معنی داری ندارد.

بیات و افشاری (۱۳۹۵)، به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر حباب قیمت دارایی (با تأکید بر نوسانات قیمت سهام) پرداخته‌اند. نتایج، نشان داد که نوسانات قیمت سهام، می‌تواند از طریق دو کانال مصرف (اثر ثروت) و سرمایه‌گذاری، به نوسانات تقاضای کل و در نتیجه، بی‌ثباتی شاخص قیمت‌ها منجر گردد.

۳. معرفی مدل و روش‌شناسی تحقیق

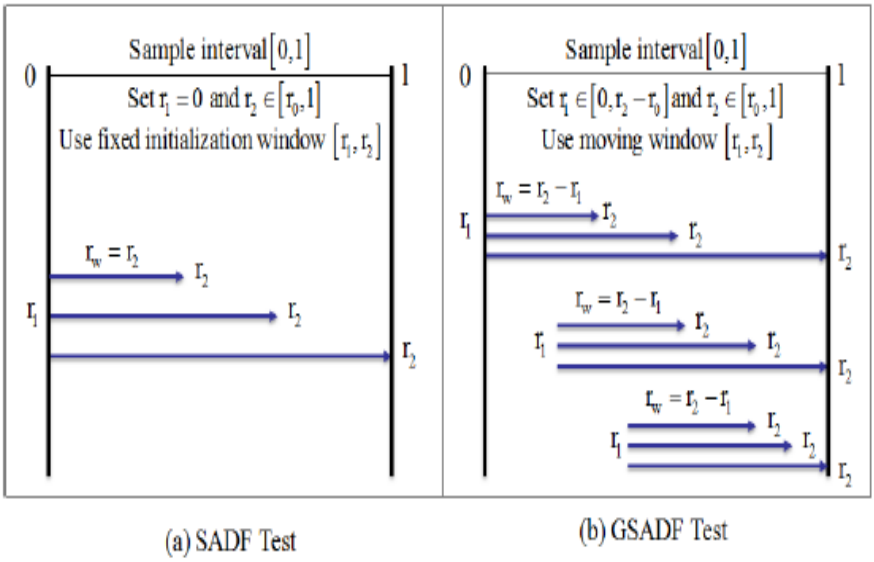
در این مطالعه، برای شناسایی و زمان‌بندی حباب، از روش فیلیپس و همکاران[1] (۲۰۱۵)، کمک گرفته شده، و برای بررسی اثر سیاست پولی بر حباب بازار سهام نیز از مدل گالی و گمبتی (۲۰۱۵)

1. Phillips et al. (2015)

و روش اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامتر متغیر در زمان[1] یا TVP-SVAR استفاده به عمل آمده، و برای شناسایی حباب، از داده‌های ماهانه در بازه فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۸ و برای بررسی تأثیر سیاست پولی بر حباب بازار سهام، از داده‌های فصلی بهار ۱۳۸۳ تا زمستان ۱۳۹۸ استفاده شده است.

۱-۳. شناسایی حباب‌های چندگانه

فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)، یک آزمون ریشه واحد راست دنباله تکراری به نام آزمون قوی سوپریموم دیکی-فولر تعمیم‌یافته[2] GSADF ارائه داده‌اند. این روش، علاوه بر اینکه وجود حباب را در بازارهای دارایی آزمون می‌کند، امکان تعیین زمان دقیق شکل‌گیری و از بین رفتن حباب را نیز فراهم می‌نماید. رویکرد فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)، شکل توسعه یافته رویکرد فیلیپس و یو[3] (۲۰۱۱) است. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)، معتقدند که رویکرد فیلیپس و یو (۲۰۱۱)، ممکن است در برخی موارد در شناسایی حباب‌های چندگانه با مشکل مواجه شود؛ بنابراین، رویکرد تکراری دیگری را پیشنهاد می‌کنند که در آن، علاوه بر اینکه پنجره داده‌های انتخاب شده بزرگ‌تر می‌شود، نقطه شروع پنجره نیز یک مشاهده به جلو انتقال داده می‌شود.



منبع: فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)

شکل ۱: نحوه نمونه‌گیری در آزمون‌های SADF و GSADF

1. Time Varying Parameter Structural Vector Autoregressive: TVP-SVAR
2. Generalized Supremum Augmented Dicky-Fuller: GSADF
3. Yu (2011)

در این رویکرد، فرایند تکراری فیلیپس و یو (۲۰۱۱)، ابتدا از اولین مشاهده نمونه شروع شده و فرایند بزرگ کردن پنجره همانند آنچه در بالا توضیح داده شد، انجام می‌شود. در مرحله بعدی، دومین مشاهده نمونه به عنوان نقطه شروع شکل‌دهی پنجره انتخاب می‌شود و سپس، فرایند تکراری بزرگ کردن پنجره اجرا می گردد. این فرایند تکراری برای مشاهده سوم و مشاهدات بعدی انجام می‌شود. مقدار آماره روش پیشنهادی فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)، یعنی روش آماره GSADF برابر با سوپریموم مقدار آماره ADF تمامی پنجره‌ها (با اندازه و نقاط شروع مختلف) است. فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)، برای شناسایی زمان شروع و از بین رفتن حباب، از آماره دیگری تحت عنوان BSADF استفاده می‌کنند. فرایند محاسبه آماره BSADF، دقیقاً مشابه محاسبه آماره GSADF است؛ با این تفاوت که نمونه‌گیری و ساخت پنجره‌ها از انتهای نمونه شروع شده و به سمت ابتدای نمونه حرکت می‌کند.

۲-۳. تأثیر شوک سیاست پولی بر بخش حبابی قیمت سهام

گالی و گمبتی (۲۰۱۵)، برای بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت سهام، آن را به دو بخش بنیادی و حبابی تفکیک می‌کنند. آنها از یک مدل تعادل جزئی قیمت دارایی استفاده می‌نمایند که شامل اقتصادی با سرمایه گذاران ریسک‌خنثی و نرخ بهره حقیقی بدون ریسک که R_t متغیر در زمان و برونزا، Q_t قیمت یک دارایی با عمر نامحدود در دوره t است که دارای بازدهی D_t می باشد. فرض می‌شود که قیمت از دو بخش تشکیل شده است: یک بخش بنیادی Q_t^F، و یک بخش حباب Q_t^B. بنابراین:

$$Q_t = Q_t^F + Q_t^B \qquad (۱)$$

که بخش بنیادی، به عنوان ارزش فعلی تنزیل شده از سودهای آینده، تعریف می شود:

$$Q_t^F \equiv E_t\left\{\sum_{k=1}^{\infty}\left(\prod_{j=0}^{k-1}\left(\frac{1}{R_{t+j}}\right)\right)D_{t+k}\right\} \qquad (۲)$$

در صورتی که رابطه (۲) به صورت لگاریتمی- خطی (حروف کوچک) نوشته شود، داریم:

$$q_t^F = const + \sum_{k=0}^{\infty}\Lambda^k\left[(1-\Lambda)E_t\{d_{t+k+1}\} - E_t\{r_{t+k}\}\right] \qquad (۳)$$

که در آن، $\Lambda = \frac{\Gamma}{R} < 1$ بوده، به گونه ای که Γ و R، به ترتیب، نشان دهنده نرخ رشد (ناخالص) سهم سود و بهره در مسیر رشد متعادل است.

چگونه یک تغییر در نرخ های بهره، باعث تحت تأثیر قرار دادن قیمت دارایی شده و حباب ایجاد می کند؟ می توان جواب این سؤال را از طریق ترکیب عکس العمل پویای دو بخش قیمت دارایی به یک شوک برونزا به دست آورد. در صورتی که آن شوک را با ε_t^m نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial q_{t+k}}{\partial \varepsilon_t^m} = (1-\gamma_{t-1})\frac{\partial q_{t+k}^F}{\partial \varepsilon_t^m} + \gamma_{t-1}\frac{\partial q_{t+k}^B}{\partial \varepsilon_t^m} \qquad (۴)$$

که در رابطه (۴)، $\gamma_t \equiv \frac{Q_t^B}{Q_t}$ نشان دهنده سهم حباب در قیمت مشاهده شده دوره t است. با استفاده از رابطه (۲)، می توان واکنش پیش بینی شده به جزء بنیادی را به دست آورد:

$$\frac{\partial q_{t+k}^{F}}{\partial \varepsilon_t^{m}} = \sum_{j=0}^{\infty} \Lambda^{j} \left((1-\Lambda) \frac{\partial d_{t+k+j+1}}{\partial \varepsilon_t^{m}} - \frac{\partial r_{t+k+j}}{\partial \varepsilon_t^{m}} \right) \quad (۵)$$

سیاست پولی انقباضی باید منجر به کاهش در اندازه حباب شود. بنابراین، تأثیر کلی بر قیمت مشاهده شده دارایی، باید منفی شود؛ یعنی:

$$\frac{\partial q_{t+k}^{B}}{\partial \varepsilon_t^{m}} < 0 \quad (۶)$$

طبق استدلال گالی (۲۰۱۴)، افزایش در نرخ بهره، به افزایش در رشد انتظاری جزء حباب منجر می شود. هر قاعده سیاستی که به واکنش مثبت سیستماتیک نرخ بهره به اندازه حباب منتهی گردد، منجر به تشدید حرکت های بعدی می شود. تغییر در نرخ بهره، می تواند حباب را از طریق یک کانال دیگر نیز تحت تأثیر قرار دهد؛ یعنی یک حرکت همزمان سیستماتیک بین نوسانات حباب و بخش پیش بینی نشده نرخ بهره. به منظور مشاهده این امر، می توان نشان داد:

$$\Delta q_t^{B} = r_{t+1} + \xi_t \quad (۷)$$

که $\xi_t = q_t^{B} - E_{t-1}\{q_t^{B}\}$ یک فرایند آربیتراژ است که در آن، برای تمامی tها، $E_{t-1}\{\xi_t\} = 0$ است. تغییرات پیش بینی نشده یا نوسانات اندازه حباب، ξ_t، می تواند مربوط به جزء بنیادی یا نوسانات نرخ بهره باشد یا نباشد؛ پس، می توان نوشت:

$$\xi_t = \psi_t(r_t - E_{t-1}\{r_t\}) + \xi_t^{*} \quad (۸)$$

که در آن، ψ_t پارامتر تصادفی و ξ_t^{*} یک فرایند تفاضلی مارتینگل[1] با میانگین صفر است. نه علامت و اندازه ψ_t و نه وابستگی احتمالی آن به سیستم سیاستی در نظریه مطرح نشده، و بنابراین، تأثیر نوسانات نرخ بهره بر حباب نامشخص است و باید به‌شکل تجربی تعیین شود. گالی و گمبتی (۲۰۱۵)، برای برآورد تأثیر شوک‌های پولی بر بخش حبابی قیمت سهام، از روش TVP-SVAR استفاده کرده‌اند.

۴. یافته‌های تحقیق

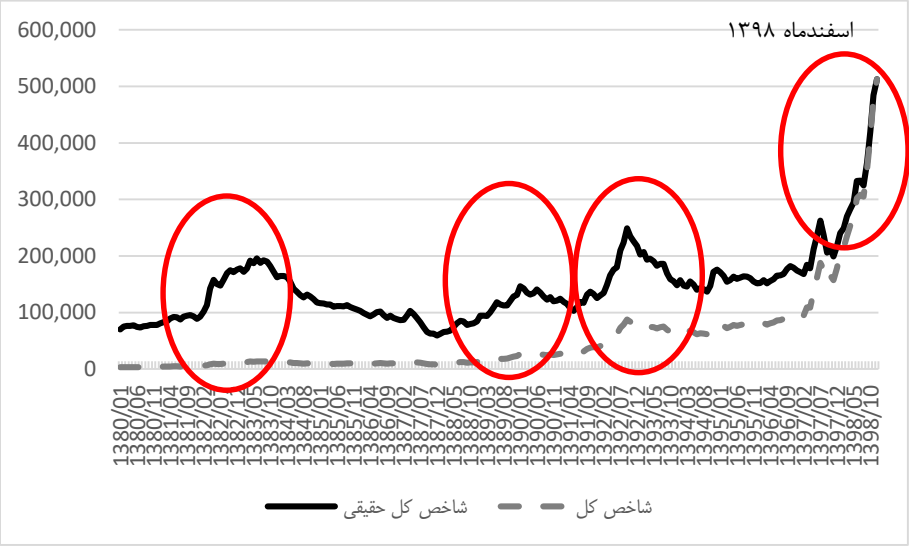
۴-۱. شناسایی و زمان‌بندی حباب‌های بازار سهام

قیمت‌ها در بازار سهام طی سال‌های اخیر، افزایش قابل توجهی داشته و رکوردهای قیمتی جدیدی را ثبت نموده‌اند. از ابتدای سال ۱۳۹۶ تاکنون، شاخص بازار سهام حدود ۵۴۶ درصد رشد داشته[2] و شاخص بازار سهام در ابتدای سال ۱۳۹۶، برابر ۷۸۶۵۱ واحد بوده است که این رقم در اسفندماه سال ۱۳۹۸ به ۵۱۲۹۰۰ واحد رسیده است. در همین دوره، تعداد سهام معامله شده نیز از رقم ۱۶۴۵۰ میلیون، به ۱۲۰۲۲۲ میلیون سهم رسیده که نشان‌دهنده ۶۳۱ درصد رشد است. نمودار ۱ شاخص قیمت اسمی و حقیقی بازار سهام را نشان می‌دهد.

1. Martingale-difference process

۲. رشد محاسبه شده، نسبت به رقم انتهای سال ۱۳۹۵ بوده است.

در حالت عادی بازار، روندهای صعودی قیمت سهام در مدت طولانی تداوم نمی‌یابند و معمولاً با اصلاح‌های قیمتی[1] مواجه می‌شوند اما طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۳، ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۹، ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۲ و ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۸ شاخص کل، بدون اینکه اصلاح قیمتی خاصی داشته باشد، با شیب زیادی افزایش یافته است.



منبع: مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بورس اوراق بهادار تهران و محاسبات تحقیق

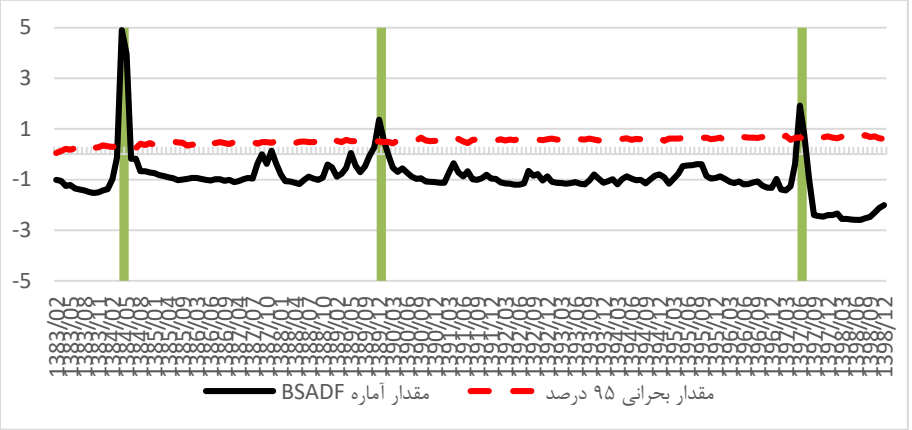
نمودار ۱: روند ماهانه قیمت‌های اسمی و حقیقی شاخص کل بازار سهام[2]

(بدون واحد؛ ماه پایه: اسفندماه ۱۳۹۸؛ ۱۳۹۸:۱۲ -۱۳۸۰:۱)

در این پژوهش، برای تعیین تاریخ‌هایی که بازار سهام دارای حباب بوده، از آزمون BSADF استفاده به عمل آمده، و نتایج آزمون BSADF، در نمودار ۲ نشان داده شده است که مطابق آن، در سه دوره کوتاه، تیر تا شهریور ۱۳۸۴، فروردین تا اردیبهشت ۱۳۹۰ و مهر تا آبان ۱۳۹۷، بازار سهام رفتار حبابی داشته، و در این دوره‌ها، مقدار آماره آزمون BSADF به‌دست آمده، از مقدار بحرانی ۹۵ درصد بزرگتر بوده که حاکی از رد فرض صفر و دال بر وجود حباب در بازار سهام است. باید توجه داشت که در سال ۱۳۹۸ با وجود افزایش در شاخص سهام، این بازار در فضای حبابی نبوده است؛ البته در صورتی که روند افزایشی شکل گرفته در سال ۱۳۹۹ که در این مطالعه (به دلیل محدودیت داده‌های سایر متغیرها) به آن پرداخته نشده را در نظر بگیریم، برخی از ماه‌های انتهایی سال ۱۳۹۸ نیز در دوره حبابی قرار خواهند گرفت.

1. Pull back

۲. قیمت حقیقی سهام، از تقسیم قیمت اسمی سهام بر شاخص قیمت مصرف‌کننده به دست آمده است.



مأخذ: یافته‌های تحقیق * نقاط خاکستری رنگ، نشان‌دهنده دوره‌هایی هستند که حباب در بازار وجود داشته است.

نمودار ۲: دوره‌های حبابی در بازار سهام بر اساس آزمون BSADF

۲-۴. اثر شوک سیاست پولی بر حباب

ابزارهای رایج موجود در مدل TVP-SVAR یعنی توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، برای متغیرهای نامانا تحت شرایط بسیار خاصی قابل استفاده هستند و مانایی، شرط لازم هر استدلال مبتنی بر این مدل‌ها است. بنابراین، با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون و KPSS، مانایی متغیرها بررسی، و نتایج در جدول ۱، ارائه شده‌اند.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	سطح			تفاضل مرتبه اول		
	ADF	Phillips-Perron	KPSS	ADF	Phillips-Perron	KPSS
Lq_t	-۱/۱۲	-۱/۲۰	۰/۱۷***	۷/۰۵***	-۷/۰۵***	۰/۰۸
Ld_t	-۲/۵۰	-۲/۴۵	۰/۷۶***	-۹/۰۵***	-۹/۰۶***	۰/۰۶
Lp_t^c	-۲/۶۶	-۱/۹۳	۰/۲۱۵**	-۵/۸۲***	-۵/۰۹***	۰/۰۷
Lp_t	-۲/۷۲	-۲/۰۴	۰/۰۸	-۳/۹۵**	-۳/۹۱**	۰/۰۶
$GDPGAP_t$	-۲/۸۸***	-۲/۹۲***	۰/۰۵	-	-	-
r_t	-۶/۴۰***	-۶/۲۲***	۰/۱			

مأخذ: محاسبات تحقیق

Lq_t لگاریتم شاخص کل قیمت سهام حقیقی و Ld_t لگاریتم سود تقسیمی و Lp_t^c لگاریتم شاخص قیمت کامودیتی‌ها و Lp_t لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده و r_t نرخ بهره حقیقی و $GDPGAP_t$ شکاف تولید است.

* معنی دار در سطح ۹۰ درصد ** معنی دار در سطح ۹۵ درصد *** معنی دار در سطح ۹۹ درصد

برخی از متغیرهای تحقیق، در سطح نامانا هستند. بنابراین، لازم است که درجه انباشتگی متغیرها تعیین شود. بدین منظور، آزمون ریشه واحد با یک بار تفاضل‌گیری از متغیرها مجدداً انجام شده، و نتایج جدول ۱، بیانگر مانا شدن هر چهار متغیر نامانای تحقیق، پس از یک مرحله تفاضل‌گیری است. بر این اساس، از این چهار متغیر، ابتدا تفاضل گرفته شده و سپس در مدل وارد شده‌اند.

سیاست‌گذار پولی در اقتصاد ایران، از چند ابزار مانند تعیین نرخ بهره، تعیین سقف اعتبارات و کنترل نقدینگی، برای اعمال سیاست پولی استفاده می‌کند. بر این مبنا، برای بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت سهام، مدل این تحقیق، سه بار برآورد گردیده و هر بار، از یکی از معیارهای فوق‌الذکر استفاده شده است.

مدل TVP-SVAR برآوردی این مقاله، برگرفته از مطالعه گالی و گمبتی (۲۰۱۵)، شامل ۵ متغیر توضیحی لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده، لگاریتم شاخص قیمت کامودیتی‌ها، متغیر نماینده سیاست پولی (نرخ بهره اسمی کوتاه مدت کنترل شده توسط بانک مرکزی، اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و حجم نقدینگی)، لگاریتم شاخص قیمت سهام (برای حباب قیمت سهام) و لگاریتم سود تقسیمی سهام و شکاف تولید بوده، و برای محاسبه شکاف تولید، از فیلتر هدریک-پرسکات استفاده شده است. متغیرهای سیاست پولی و قیمت سهام، متغیرهای اصلی تحقیق هستند و مابقی متغیرها به عنوان متغیرهای کنترلی و برای جلوگیری از خطای تصریح، وارد معادله شده‌اند.

۱-۲-۴. اثر شوک نرخ بهره بر حباب بازار سهام

برای بررسی اثر شوک سیاست‌های پولی بر بخش بنیادی و بخش حبابی قیمت سهام، از ابزار توابع واکنش آنی[1] با پارامتر متغیر در زمان یا TVP-IRF به عنوان یکی از ابزارهای زیرمجموعه مدل TVP-SVAR، استفاده شده است.

نمودار ۳، اثر شوک انبساطی پولی وارد شده به نرخ بهره حقیقی (کاهش نرخ بهره[2]) بر قیمت سهام را نشان می‌دهد. با توجه به رویکرد متغیر در زمان، به جای یک تابع واکنش آنی برای کل دوره، در هر دوره زمانی، یک مقدار داریم و در نتیجه، با نموداری سه‌بعدی مواجهیم. محور x دوره مورد بررسی این مطالعه، محور y دوره بررسی اثر شوک و محور z میزان اثرگذاری شوک را نشان می‌دهد. واکنش قیمت سهام به شوک انبساطی پولی در کل دوره مثبت بوده، اما میزان این واکنش در طی زمان متفاوت، و در سال‌های ابتدایی (از فصل سوم سال ۱۳۸۳)، اثرگذاری سیاست پولی بر قیمت سهام، مثبت اما از شدت کمتری برخوردار است. این وضعیت، تقریباً تا سال ۱۳۹۰ ادامه دارد، اما بعد از این سال، اثرگذاری سیاست پولی انبساطی (کاهش نرخ بهره) بر قیمت سهام افزایش پیدا کرده، و

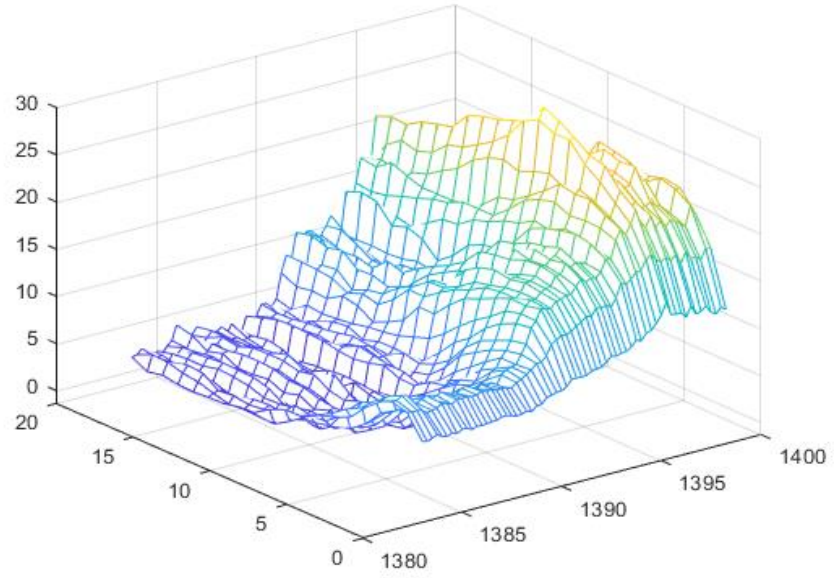
1. Impulse response function

۲. برای قابل مقایسه شدن نتایج حاصل از نرخ بهره با متغیرهای نقدینگی و اعتبارات، شوک در جهت مخالف به نرخ بهره وارد شده است.

در واقع، پس از این سال، به دلیل تحریم‌ها و شرایط اقتصاد ایران در این دهه، نرخ بهره از اهمیت بیشتری برخوردار شده است.

کاهش نرخ بهره حقیقی، به خروج سرمایه‌ها از بانک‌ها و ورود آن به بازارهای رقیب از جمله بازار سهام منجر می‌شود. این موضوع نیز افزایش قیمت در بازار سهام را به دنبال دارد، موضوعی که در دهه ۱۳۹۰ شاهد آن بوده‌ایم. بیشترین مقدار اثرگذاری کاهش نرخ بهره حقیقی بر قیمت سهام را در اواخر دوره مورد بررسی، یعنی در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ شاهد هستیم. در این سال‌ها قیمت سهام، بیشترین واکنش را به سیاست پولی انبساطی نشان داده است. واکنش مثبت قیمت سهام به شوک انبساطی پولی، الزاماً به این معنی نیست که حباب بازار سهام نیز در پاسخ به شوک انبساطی پولی بزرگتر شده است.

همان طور که گالی (۲۰۱۴)، استدلال می‌کند، حباب در نتیجه سیاست پولی انبساطی، لزوماً بزرگتر نمی‌شود و تابع برخی عوامل مانند سهم حباب از کل قیمت سهام، نحوه پاسخ نرخ بهره حقیقی به شوک انبساطی پولی و ... است. او می نویسد، حتی در برخی موارد، بخش حبابی در پاسخ به شوک انبساطی پولی، می‌تواند کوچک تر شود که این نگاه، با رویکرد سنتی که استدلال می‌کند، اثر سیاست پولی بر حباب همواره مثبت است، در تناقض می باشد.

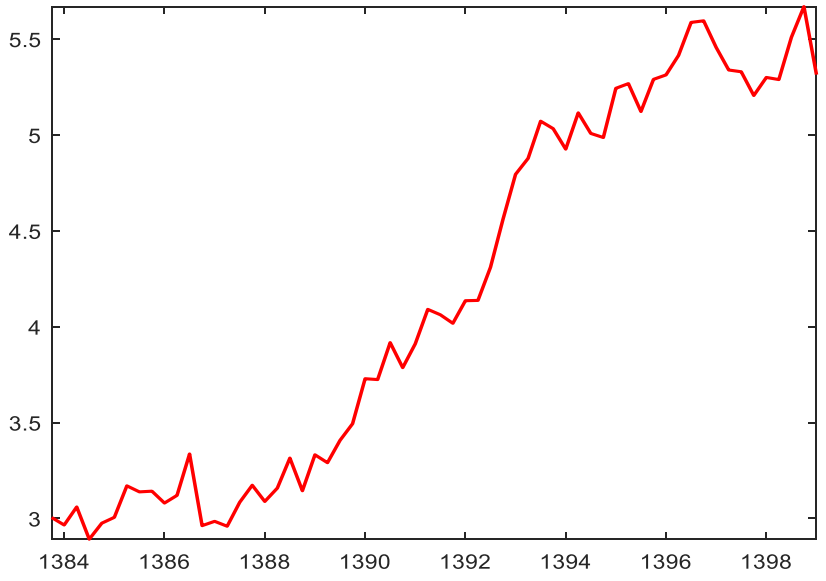


مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳: واکنش قیمت سهام به شوک پولی انبساطی (کاهش نرخ بهره)

در نمودار دوبعدی ۴، واکنش بخش حبابی قیمت سهام به شوک بهره تصویر شده است. بخش حبابی، از تفاضل شاخص قیمت سهام از بخش بنیادی آن به‌دست آمده است. شوک انبساطی پولی (کاهش نرخ بهره حقیقی)، باعث بزرگ تر شدن بخش حبابی قیمت سهام می‌شود. در همه دوره‌ها، پاسخ بخش حبابی مثبت بوده، اما در طی زمان، پاسخ حباب به شوک مذکور، افزایش یافته و از ابتدای دهه ۱۳۹۰، نحوه پاسخ آن به شوک کاهش نرخ بهره، کاملاً عوض شده، و بر اساس این نمودار، بیشترین اثر کاهش نرخ بهره بر حباب قیمت سهام نیز مربوط به سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۸ بوده است. باید توجه داشت که پاسخ مثبت بخش حبابی به سیاست پولی در همه دوره‌ها، به این معنی نیست که همواره شاهد حباب قیمتی مثبت محسوس در بازار سهام بوده‌ایم؛ بلکه تنها این معنی را دارد که پاسخ بخش حبابی به شوک سیاست پولی مثبت است. بخش حبابی قیمت سهام، می‌تواند مثبت، صفر یا حتی منفی باشد.

پیشتر، در بخش شناسایی حباب بازار سهام، نشان دادیم که بازار سهام در برخی از دوره‌ها در وضعیت حبابی قرار داشته، و این دوره‌ها، شامل سال‌های ۱۳۸۴، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۷ در وضعیت حبابی بوده است. با انطباق این دو تاریخ بر یکدیگر، به نظر می‌رسد که یکی از عمده‌ترین دلایل شکل‌گیری و تقویت حباب در سال ۱۳۹۷، از ناحیه سیاست پولی انبساطی بوده، و در دوره‌های دیگر که شاهد حباب بوده‌ایم نیز، سیاست پولی انبساطی، اثر مثبت بر بزرگتر شدن حباب داشته است.

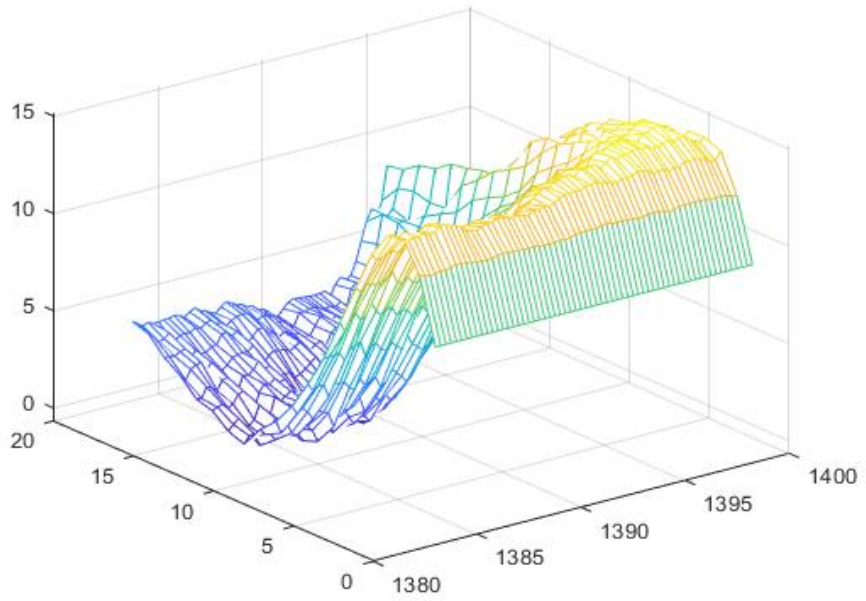


مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۴: پاسخ بخش حبابی قیمت سهام به شوک پولی انبساطی (کاهش نرخ بهره)

۲-۲-۴. اثر شوک نقدینگی بر حباب بازار سهام

برای ارزیابی اثر نقدینگی بر بخش حباب قیمت سهام، در مدل اصلی تحقیق، به جای متغیر نرخ بهره، این متغیر را جایگزین کرده و مدل را مجدداً برآورد می‌کنیم. نتایج به دست آمده برای متغیر نقدینگی، تقریباً مشابه نتایج مربوط به نرخ بهره بوده و حاکی از تأثیر مثبت نقدینگی بر حباب بازار سهام است. نمودار ۵، تابع واکنش آنی متغیر در زمانِ قیمت سهام به شوک سیاست پولی را نشان می‌دهد. واکنش قیمت سهام (هم بخش بنیادی و هم، حبابی) به شوک نقدینگی، مثبت است و طی زمان، روند افزایشی داشته و در سال‌های انتهایی نمونه، به حداکثر خود رسیده است. این موضوع می‌تواند ناشی از تغییر ساختار اقتصاد ایران پس از سال ۱۳۹۰ (سال اعمال تحریم‌ها) بوده باشد. در سال‌های بعد از تحریم، متغیرهایی که فعالان اقتصادی، بیشترین توجه را به آن داشته‌اند، به جای متغیرهای حقیقی مانند تولید، رشد اقتصادی، بیکاری و ...، متغیرهایی مانند نقدینگی، قیمت‌ها و نرخ ارز بوده است. این موضوع، سبب شده تا اثر نقدینگی بر بازده سهام و شاخص قیمت حقیقی سهام، افزایش پیدا کند.

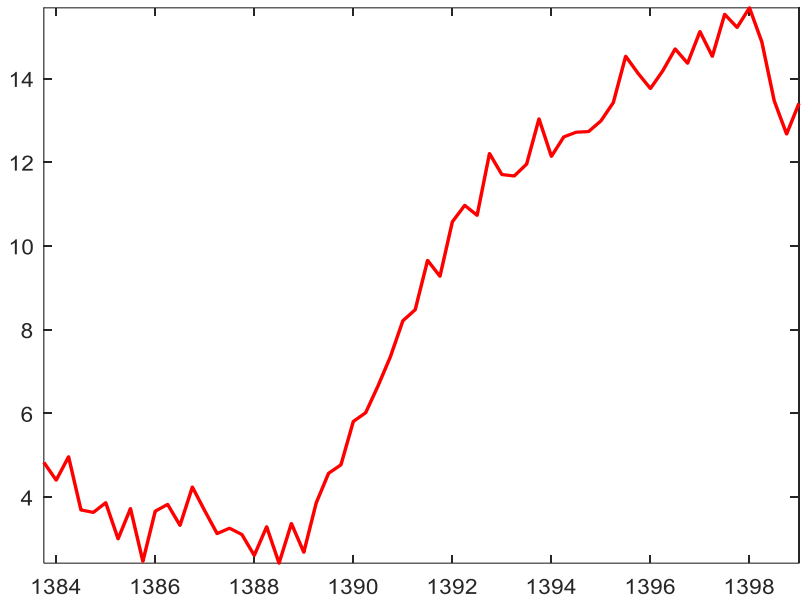


مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۵: پاسخ قیمت سهام به شوک نقدینگی

اثر شوک نقدینگی بر بخش حبابی قیمت سهام (نمودار ۶)، از تفکیک تغییرات بخش بنیادی از کل تغییرات قیمت سهام به‌دست می‌آید. نتایج، نشان می‌دهدکه شوک نقدینگی، سبب تقویت اندازه حباب می‌شود. میزان این تأثیرگذاری نیز طی زمان، شدیداً افزایش پیدا کرده و در سال ۱۳۹۷ (سال شکل‌گیری حباب قیمتی در بازار سهام بر مبنای آزمون BSADF) به اوج خود رسیده است،

به‌طوری‌که در این سال، یک انحراف معیار افزایش در نقدینگی، به ۱۴ انحراف معیار افزایش در کل قیمت سهام منجر شده، که ۱۲ انحراف معیار آن، از افزایش بخش حبابی قیمت سهام ناشی شده و بنابراین، می‌توان ادعا کرد که افزایش بخش حبابی قیمت سهام در این سال، ناشی از شوک مثبت یا افزایش نقدینگی بوده است.

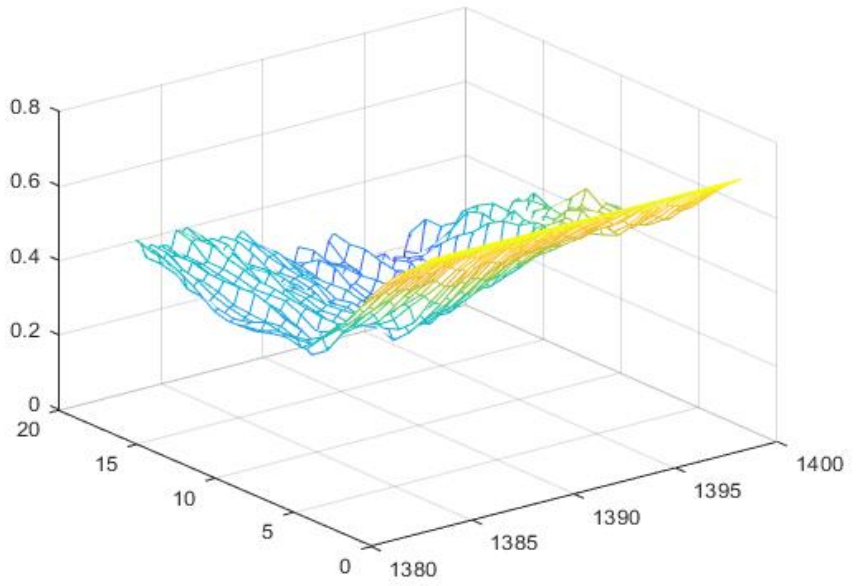


مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۶: پاسخ بخش حبابی قیمت سهام به شوک نقدینگی

۳-۲-۴. اثر شوک اعتبارات بر حباب بازار سهام

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، از طریق تعیین سقف اعتبارات نیز اقدام به اِعمال سیاست پولی می‌کند. نتایج برآورد مدل بر اساس متغیر اعتبارات، حاکی از اثرگذاری محدود این متغیر بر حباب بازار سهام است. در نمودار ۷، به طور مشخص، پاسخ شاخص قیمت سهام به شوک وارد شده به متغیر اعتبارات طی زمان، همواره مثبت، و تغییرات زیادی را طی زمان تجربه نکرده و تقریباً ثابت مانده است.

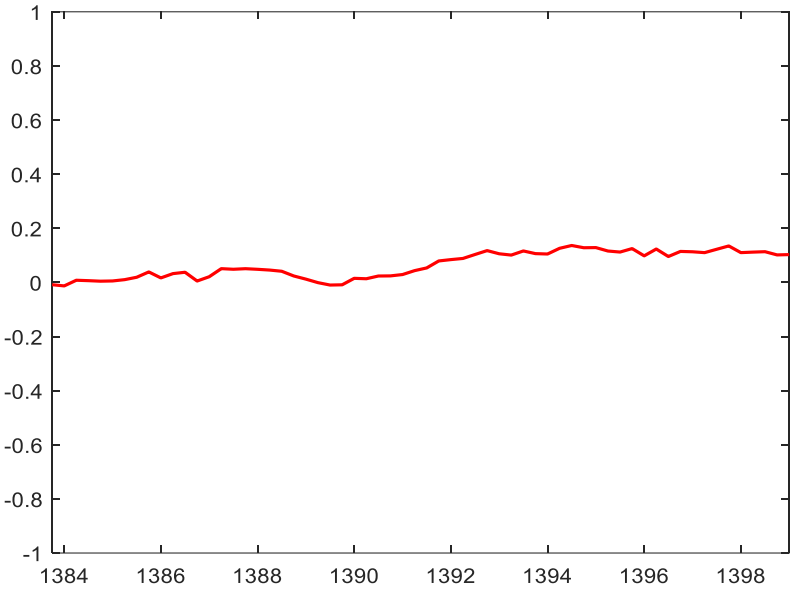


مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۷: پاسخ قیمت سهام به شوک متغیر اعتبارات

به رغم اثرگذاری مثبت متغیر اعتبارات بر قیمت سهام، نمودار ۸ نشان می‌دهد که این متغیر، اثر چندانی بر بخش حبابی بازار سهام ندارد و اثر آن، نزدیک به صفر است. یادآوری می شود که در توابع واکنش آنی با پارامتر متغیر در زمان (TVP-IRF)، برای آزمون تأثیرات مختلف، استنتاج تنها با کمک نمودارها (مثل نمودارهای ۸، ۶ و ۴) انجام می‌شود و ابزاری مانند آزمون فرضیه یا فاصله اطمینان برای سنجش معناداری آماری واکنش‌ها، توسعه داده نشده است. متغیر اعتبارات، بخش بنیادی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار داده است اما تأثیر چندانی بر بخش حبابی قیمت سهام ندارد. در واقع افزایش اعتبارات، سبب رفع محدودیت‌های نقدینگی بنگاه‌های اقتصادی شده و بر تولید و فروش آنها و نهایتاً بر سودآوری آنها اثرگذار است.

بنابراین، انتظار بر این است که با افزایش در اعتبارات (شوک مثبت اعتباری)، بیشتر بخش بنیادی (سودآوری حال و آتی) شرکت‌ها تحت تأثیر قرار گیرد. این نتیجه، دلالت دارد بر اینکه مسیر اعتبارات، بیشتر به سمت بنگاه‌ها هدایت شده است؛ زیرا هدایت آن به سمت سرمایه‌گذاران خرد فعال در بورس، می‌توانست ضمن ایجاد آثار اهرمی، به افزایش تقاضا در بازار سهام منجر شود و بر بخش حبابی قیمت نیز تأثیرگذار باشد.



مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۸: پاسخ حباب قیمت سهام به شوک متغیر اعتبارات

۵. خلاصه و نتیجه‌گیری

بحران مالی سال ۰۸-۲۰۰۷ که به دلیل گستردگی، به بحران مالی جهانی نیز معروف شد، از آمریکا آغاز گردید و به سراسر جهان سرایت کرد. امروزه نقطه شروع این بحران را حباب قیمت مسکن آمریکا در سال ۲۰۰۴ می‌دانند. پس از این بحران و طی دهه ۲۰۱۰ میلادی، موضوع حباب قیمت دارایی، ابزارهای کمی، آماری و اقتصادسنجی تشخیص و اندازه‌گیری آن، بررسی دلایل شکل‌گیری حباب قیمت و عوامل مؤثر بر آن، روش‌های پیشگیری از ایجاد حباب و تحدید دامنه آثار مخرب آن، مجدداً در مرکز توجه محققان قرار گرفت. از جمله ابزارهای تشخیص حباب قیمت دارایی، روش‌های مبتنی بر آماره ADF مانند BSADF و روش‌های تشخیص از پیش[1] سقوط بازار مثل روش لگاریتم تناوبی تابع توانی یکتا[2] یا LPPLS هستند.

در کشورمان نیز توجه به بازارهای دارایی، همواره وجود داشته است اما طی دهه گذشته شمسی و بخصوص در اواخر آن، اقبال شهروندان به بازار سهام افزایش چشمگیری یافت. این موضوع، باعث ورود سرمایه‌های جدید به این بازار شد که نمود آن، در رفتار حباب‌گونه شاخص قیمت سهام دیده

1. Ex-ante
2. Log-Periodic Power Law Singularity

شد. از این رو، واکاوی این رفتار شاخص قیمت سهام و دلایل بروز این رفتار، موضوع مقاله حاضر بوده است.

شناسایی و زمان بندی حباب، موضوعی آماری است اما دلایل شکل‌گیری یا تقویت آن، به زیربنای نظری اقتصادی وابسته است. در نظریه اقتصادی متعارف، انتظار بر تأثیر مثبت سیاست‌های انبساطی پولی بر حباب است اما نظریات دیگری مانند گالی (۲۰۱۴)، نیز وجود دارند که جهت تأثیر بلندمدت شوک سیاست پولی بر اندازه حباب را نامشخص و آن را وابسته به عواملی چون اندازه حباب، پایداری سیاست پولی، نوع ابزار پولی به‌کار گرفته شده و نسبت بخش حبابی شاخص قیمت به کل شاخص می‌دانند.

بنابراین، در این مقاله سعی کردیم جهت رفع این ابهام نظری، تأثیر یکی از این موارد یعنی تغییر ابزار سیاست پولی را بر حباب قیمت سهام بررسی کنیم. پیش از آن، الزاماً می‌بایست اصل وجود حباب در بورس بررسی می‌شد. نتایج آزمون BSADF، نشان داد که در سه دوره کوتاه (تیرماه تا شهریورماه ۱۳۸۴، فروردین‌ماه تا اردیبهشت‌ماه ۱۳۹۰ و مهرماه تا آبان‌ماه ۱۳۹۷)، رفتار حبابی در بازار سهام وجود داشته است. در مورد تأثیر شوک‌های پولی بر حباب قیمت سهام، نتایج تجربی این مقاله، تأکیدی بر نکته اشاره شده توسط گالی (۲۰۱۴) است؛ زیرا با توجه به نوع ابزار سیاست پولی، واکنش بخش حبابی قیمت سهام متفاوت بوده، و ابزار کنترل نرخ بهره و حجم نقدینگی، تأثیر مثبتی بر بخش حبابی داشته‌اند اما ابزار کنترل اعتبارات، چنین تأثیری نداشته است.

در اغلب اقتصادهای توسعه‌یافته، تغییر نرخ بهره، قوی‌ترین ابزار سیاست پولی است؛ چنانچه تغییر کوچکی در آن، می‌تواند تأثیر شگرفی بر بخش واقعی این اقتصادها داشته باشد. اما در کشورمان، مطابق یافته‌های تجربی این مقاله، تأثیر متغیر حجم نقدینگی بر بخش حبابی قیمت بورس، بیشتر از تأثیر نرخ بهره بر آن بوده، و این نتیجه، شاهدی بر تسلط نقدینگی بر سیاست‌های پولی در کشورمان است. نتایجِ حاکی از اثرگذاری مثبت و قوی شوک نقدینگی بر حباب بازار سهام، مورد انتظار بوده، و هر چه به زمان حال نزدیک‌تر شده‌ایم، رشد حجم پول بیشتر شده، و نتایج نیز نشان می‌دهد که میزان اثرگذاری شوک نقدینگی بر حباب بازار سهام در بحران اخیر، به حداکثر مقدار خود رسیده، و طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲، تأثیر شوک پولی نقدینگی بر حباب ۲/۵ برابر شده، اما بیشترین مقدار آن، مربوط به سال ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ است.

ابزار نرخ بهره، تأثیری کمتر بر بخش حبابی قیمت داشته اما این تأثیر، مثبت و مطابق انتظار است. بیشترین مقدار اثرگذاری کاهش نرخ بهره بر حباب قیمت سهام، مانند شوک پولی نقدینگی، به سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ مربوط می‌شود. می‌توان حدس زد که مهم‌ترین دلیل حباب تشخیص داده شده در این سال‌ها نیز همین باشد. سیاست‌های پولی انبساطی در این بازه زمانی، به شکل‌گیری

انتظارات خوشبینانه سهامداران خرد منجر شد که نمود آن را می توان در شکل‌گیری حباب قیمتی در این بازه زمانی دید.

به‌دلیل عدم استقلال ذاتی بانک مرکزی ج.ا.ا. و در فضای اقتصاد کشورمان، شاید نتوان تأثیر این دو ابزار سیاست پولی را از یکدیگر تفکیک کرد. برخلاف متغیرهای نرخ بهره و نقدینگی، متغیر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی، به رغم تأثیر مثبتی که بر کل شاخص قیمت سهام دارد، بخش حبابی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. اثرگذاری اعتبارات بانکی بر بخش حبابی شاخص قیمت سهام، تقریباً نزدیک به صفر می باشد. این نتیجه تقریباً استثنائی، دلالت بر آن دارد که اعتبارات بخش بانکی، عمدتاً موجب بهبود ارزش ذاتی بنگاه‌های بورسی و افزایش ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی آنها شده، و بنابراین، همان طور که گالی (۲۰۱۴)، اشاره کرده، نوع ابزار پولی به‌کار گرفته شده، مهم بوده، و تأثیر ابزارهای مختلف پولی بر حباب قیمت سهام، متفاوت است.

ابزار نقدینگی تأثیر مثبت زیادی دارد، ابزار نرخ بهره تأثیر مثبت ولی کوچکتری دارد و ابزار اعتبارات بانکی تأثیری ندارد.

پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی، ابزارهای دیگر پولی آزمون شوند. به‌علاوه، اندازه حباب، نسبت آن از کل شاخص قیمت سهام و پایداری سیاست پولی نیز مهم است و بنابراین، می‌توان تأثیر این سه مورد را نیز بررسی کرد.

بر اساس نتایج به‌دست آمده از این مطالعه، از آنجایی که شوک‌های انبساطی سیاست پولی (تغییر در نرخ بهره و حجم نقدینگی)، موجب افزایش اندازه حباب قیمت سهام می‌گردد، توصیه می‌شود، در مواقعی که اقتصاد دچار بی‌ثباتی و بازار سهام دچار التهاب است، برای کنترل رکود اقتصادی یا تورم، از سیاست‌های دیگری به جای این دو سیاست پولی جهت تحت تأثیر قرار دادن فعالیت‌های اقتصادی، استفاده شود. همچنین توصیه می‌گردد که بانک مرکزی در کنار اهدافی مانند رشد اقتصادی پایدار و کنترل تورم، ثبات بازارهای مالی را نیز در تابع هدف خود، در نظر گیرد و به ثبات این بازار، توجه لازم را داشته باشد.

References

Abreu, D., & Brunnermeier, M. K. (2003). "Bubbles and Crashes". Econometrica, 71(1): 173-204.

Alessi, L., & Kerssenfischer, M. (2016). "The Response of Asset Prices to Monetary Policy Schoks Stronger than Thought". Euripian Central Bank Working Paper Series, No. 1967.

Baker, M., & Wurgler, J. (2002). "Market Timing and Capital Structure". The Journal of Finance, 57(1): 1-32.

Bayat, M., & Afshari, Z. (2016), "Monetary Policy and Asset Price Bubbles with Emphasis on Stock Price Volatility". Economic Magazine, 16 (11): 83-100, (in Farsi).

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission". Journal of Economic Perspectives, 9(4): 27-48.

Biabani Khamene, K., Khazaei, S., & Afsharian, A. (2016). "Examining the Presence of Bubbles and Explosive Behavior in Iran's Stock Market". Financial Knowledge of Securities Analysis (Financial Studies), 9(29): 111-125, (in Farsi).

Blanchard, O. J., & Watson, M. W. (1982). *Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

Brunnermeier, M. (1997). *Asset Pricing Under Asymmetric Information Bubbles Crashes Technical Analysis and Herding*. Princeton University, USA.

Chen, S., Chu, X., & Qu, Q. (2022). "Monetary Policy and Stock Market UK and China". Open Journal of Business and Management, 10(2): 961-977.

Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). "Is There a Bubble in the Housing Market?". Brookings Papers on Economic Activity, 2003(2): 299-362.

De Long, J. B., Summers, L. H., Mankiw, N. G., & Romer, C. D. (1988). "How does Macroeconomic Policy Affect Output?". Brookings Papers on Economic Activity, 1988(2): 433-494.

Del Negro, M., & Otrok, C. (2007). "99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across US States". Journal of Monetary Economics, 54(7): 1962-1985.

Dong, F., Miao, J., & Wang, P. (2020). "Asset Bubbles and Monetary Policy". Review of Economic Dynamics, 37: S68-S98. https://doi.org/10.1016/j.red.2020.06.003

Ebrahimi, M., & Shokri, N. (2011). "Investigating the Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices with Emphasis on the Role of Monetary Policy". Economic Modeling Quarterly, 5(1): 23-45, (in Farsi).

Fama, E. F. (1965). "The Behavior of Stock Market Prices". The Journal of Business, 38(1): 34-105.

Friedman, M. (1953). *Essays in Positive Economics*. The University of Chicago Press.

Filardo, A., Hubert, P., & Rungcharoenkitkul, P. (2022). "Monetary Policy Reaction Function and the Financial Cycle". Journal of Banking and Finance, 142(1). https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2022.106536

Galí, J. (2014). "Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles". American Economic Review, 104(3): 721-752.

Galí. J, & Gambetti. L. (2015). "The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence". American Economic Journal: Macroeconomics, 7 (1): 233-57.

Galli, M., Lewis, J. E. M., & Goldup, S. M. (2015). "A Stimuli-Responsive Rotaxane-Gold Catalyst: Regulation of Activity and Diastereoselectivity". Angewandte Chemie, 127(46): 13749-53.

Garber, P. M. (1990). "Famous First Bubbles". Journal of Economic Perspectives, 4(2): 35-54.

Gürkaynak, R. S. (2008). "Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock". Journal of Economic Surveys, 22(1): 166-186.

Jalili, Z., Assari Arani, A., Yavari, K., & Heydari, H. (2017). "Evaluation of the Transmission Mechanism of Monetary Policy Effects on the Stock Market in Iran using Structural Vector Autoregression (SVAR) Method". Economic Researches of Growth and Sustainable Development, 17(4): 173-195, (in Farsi).

Kashanitabar, Sh., Fallahshams, M., Chirani, E., & Zomorodian, Gh. (2010). "Forecasting the Bursting Time of the Stock Price Bubble in the Tehran Stock Exchange with the Conditional Volatility Approach". Investment Knowledge, 9(36): 415-433, (in Farsi).

Khodabakhsh Zadeh, S., Zayanderoodi, M., & Jalaei Esfandabadi, S.A. (2020). "Investigating Price Bubbles in the Health Sector in the Tehran Stock Exchange Market, Financial Economics", Financial Economics and Development, 14(50): 39-61, (in Farsi).

Kindleberger, C. P. (1996). *World Economic Primacy: 1500-1990*. London, Oxford University Press, 145-146.

Lopez, M. (2015). "Asset Price Bubbles and Monetary Policy in a Small Open Economy". Ensayos Sobre Politica Economica, 33(2): 14-78. https://doi.org/10.1016/j.espe.2014.11.003

Marafita, H.A., Gupta, R., & Cakan, E. (2017). "The International REIT's Time-Varying Response to the US Monetary Policy and Macroeconomic Surprises". The North American Journal of Economics and Finance, 42: 640-653.

Miao, J., Shen, Z., & Wang, P. (2019). "Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles: Comment". American Economic Review, 109(5): 1969-1990.

Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson Education Press.

Namini, S.S. (2018). "The Effect of Monetary Policy Shocks on the Real Economy". Research Journal of Economics, 2(1): 18-27.

Patatoukas, P.N. (2021). "Stock Market Returns and GDP News". Journal of Accounting Auditing and Finance, 36(4): 776-801.

Phillips, P. C. B., Shi, S., & Yu, J. (2015). "Testing for Multiple Bubbles: Limit Theory of Real-time Detectors". International Economic Review, 56(4): 1079-1134.

Phillips, P. C. B., & Yu, J. (2011). "Dating the Timeline of Financial Bubbles During the Subprime Crisis". Quantitative Economics, 2(3): 455-491.

Piraei, Kh., & Shahsavar, M. (2009). "The Impact of Macroeconomic Variables on the Iranian Stock Market". Economic Research Quarterly, 9(1): 21-38, (in Farsi).

Rasekhi, S., Shahrazi, M., & Elmi, Z.M. (2017). "The Test of Multiple Bubbles in the Iranian Currency Market, an Application of Unit Root Tests". Economic Modeling Research, 7(27), (in Farsi).

Saleh Abadi, A., & Delirian, H. (2010). "Investigating the Price Bubble in Tehran Stock Exchange". Stock Exchange, 3(9): 61-75, (in Farsi).

Shariatpanahi, S.M., & Roghanian, H. (2011). "A Model to Identify Speculative Bubble in Tehran Stock Exchange". Financial Knowledge of Securities, Financial Studies, 4(11): 162-146, (in Farsi).

Siegel, J. J. (2003). "What is an Asset Price Bubble? An Operational Definition". European Financial Management, 9(1): 11-24.

Stock, J.H., & Watson, M.W. (2008). "An Empirical Comparison of Methods for Forecasting Using Many Predictors". Harvard University Working Papers. https://scholar.harvard.edu/stock/publications/empirical-comparison-methods-forecasting-using-many-predictors

Taylor, J. B. (2009). "The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong". A Journal of Politics and Society, 21(2-3): 341-364.

Yazdi, E. (2017). "Investigating the Impact of Monetary Policy on Tehran's Stock Market Bubble and Investors' Behavior". Quarterly Magazine of Management, Accounting and Economics, 1(1): 6-14, (in Farsi).

Zhao, K., Hao, Y.B., & Wu, W.S. (2022). "Asymmetric Effect of Monetary Policy on Housing Price from Short-Term and Long-Term Perspectives". Journal of Advanced Computational Intelligence and Intelligent Informatics, 26(4): 581-589.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P:193-218

Investigating the Effects of Monetary Policy Shocks on Stock Price Bubbles: The Application of Structural Vector Autoregression with Time-Varying Parameters (SVAR-TVP)

Mina Naderi[1]

Arash Hadizadeh[2]

Akbar Mirzapour Babajan[3]

Received: 2022-8-30 Accepted: 2022-9-22

Introduction
In developing countries, the shocks that enter the economy due to capital market fluctuations have more depth and durability. Because of the two-way connection between the stock market and the real sector of the economy and public attention to this market, examining the stock market shocks is of great importance. Therefore, the present study investigated the extreme fluctuations of the stock market index, which suspected the existence of bubbles. Timing of these bubbles in the market is one of the goals of this study, which was carried out by using the right-tailed unit root tests based on the augmented Dickey-Fuller test. A stock price bubble may be affected by monetary policy. This issue is influenced by the size of the bubble and the type and strength of the applied monetary policy. The impact of monetary policy fluctuations and especially interest rates on stock price bubbles is theoretically uncertain and should be determined empirically. Therefore, another goal of this study is to examine the effects of monetary policy shocks on the formation and timing of the stock market bubble.

Methodology
The method of Phillips et al. (2015) has been used to identify and time the stock market bubble. Galli and Gambeti model and TVP-SVAR method were also used to investigate the effect of monetary policy on the stock market bubble.

Results and Discussion
BSADF (Backward Supreme Augmented Dicky-Fuller) test has been used to determine the dates when the stock market had a bubble. According to this test, in three short periods, from July to September 2005, from April to May 2011, and from October to November 2018, the stock market behaved like a bubble. Regarding the impact of the interest rate shock on the stock market bubble, it can be said that the monetary expansion shock (decrease in the real interest rate) causes the bubble part of the stock price to become larger. In all periods, the

1. PhD Student, Department of Economics, Qazvin branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran, E-mail: Minanaderi77@gmail.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran, (Corresponding Author), E-mail: hadizadeh@qiau.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran, E-mail: akbarmirzapour@gmail.com

response of the bubble part was positive, but over time, has increased, and since the beginning of the 2010s, its response to the shock of interest rate reduction has completely changed. The liquidity shock, also strengthens the size of the bubble. The amount of this influence has also increased greatly over time and has reached its peak in 2017 (the year of the formation of the price bubble in the stock market based on the BSADF test). Therefore, it can be claimed that the increase in the bubble part of the stock price was caused by a positive shock or an increase in liquidity. Regarding the effect of the credit shock on the stock market bubble, it can be said that credits has affected the fundamental part of the stock price, but it does not have much effect on the bubble part of the stock price. In fact, the increase in credits has caused the liquidity restrictions of economic enterprises to be removed and has an effect on their production and sales and finally on their profitability. Therefore, it is expected that with an increase in credits (positive credit shock), most of the fundamental part (current and future profitability) of companies will be affected.

Conclusion

During the last decade, the public attention to the stock market in Iran increased significantly. This issue caused the entry of new funds into this market, which was seen in the bubble-like behavior of the stock price index. In the conventional economic theory, the positive impact of expansionary monetary policies on the bubble is expected, but there are other theories that make the long-term impact of the monetary policy shock on the size of the bubble uncertain and dependent on factors such as the size of the bubble, the stability of the monetary policy, and the type of monetary tool. In order to solve this theoretical ambiguity, the effect of one of these cases, i.e., changing the monetary policy tool, on the stock price bubble was investigated. Before that, the existence of a bubble in the stock market had been checked. Regarding the impact of monetary shocks on the stock price bubble, according to the type of monetary policy instrument, the reaction of the stock price bubble has been different. Interest rate policy and liquidity have had a positive effect on the bubble, but credit policy has not had such an effect. In most of the developed economies, the interest rate change is the most powerful monetary policy tool, as a small change in it can have a large impact on the real sector of these economies. But in our country, according to the empirical findings of this article, the effect of liquidity on the stock market bubbles has been greater than the effect of changing the interest rates on it. This result is a proof of the dominance of liquidity over monetary policies in Iran.

Keywords: Monetary policy, interest rate, liquidity, stock market price bubble, Vector Autoregressive with Time Varying Parameter
JEL Classification: C22, E32, E44, G14

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۲۴۷-۲۱۹

شاخص ترکیبی جامع آسیب پذیری و تاب آوری در گروه کشورهای منتخب (G7 و MENA) با رویکرد نظریه گراف

مژگان معلمی[۱]
یگانه موسوی جهرمی[۲]
علیرضا شریف مقدسی[۳]
مریم رمضانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۹/۲ **تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۹/۲۲**

چکیده

آسیب‌پذیری اقتصادی، ویژگی ساختاری یک کشور است که باعث می‌شود در معرض متغیرهای خارج از کنترل قرار گیرد. تاب‌آوری اقتصادی، ناشی از اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی است. تحقیق حاضر با انتخاب کشورهای صادرکننده نفت (MENA) و کشورهای صنعتی (G7) و استفاده از شاخص ترکیبی و با رویکرد نظریه گراف در دوره زمانی۲۰۲۰-۲۰۱۷، متغیرهای زیرمجموعه توسعه پایدار را در پنج بعد در نظر می‌گیرد. از این رو، پژوهش به دنبال شناسایی نقاط قوت و ضعف گروه کشورهای منتخب در وضعیت آسیب‌پذیری و تاب‌آوری است تا از این طریق، بتواند جهت‌گیری‌های سیاستی مناسبی را برای دستیابی به توسعه پایدار ارائه نماید. در این مسیر، کشورها را در چهار وضعیت آسیب‌پذیری کنترل نشده، آسیب‌پذیری محدود، تاب‌آوری ناپایدار و تاب‌آوری پایدار طبقه‌بندی می‌نماید. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، کشورهای صنعتی در وضعیت تاب‌آوری پایدار به معنای بیشتر بودن تاب‌آوری نسبت به آسیب‌پذیری و شاخص مثبت قرار می‌گیرند. برخی از کشورهای صادرکننده نفت در گروه تاب‌آوری پایدار قرار دارند ولی مقدار شاخص برای این کشورها، تقریباً برابر صفر است. مشکل اصلی کشورهای مورد نظر، در بعد حکمرانی قرار دارد که با توجه به موقعیت متزلزل شان، می‌تواند به انتقال به وضعیت آسیب‌پذیری کنترل‌نشده منجر گردد. سایر کشورهای این گروه، در گروه آسیب‌پذیری کنترل نشده و شاخص منفی قرار می‌گیرند. عامل اصلی پایین بودن تاب‌آوری و بالا بودن آسیب‌پذیری این کشورها نیز مانند بقیه کشورهای گروه، در بعد حکمرانی قرار دارد. بدین ترتیب، به جهت بهبود وضعیت آسیب‌پذیری و تاب‌آوری و دستیابی به توسعه پایدار، اجرای اصلاحات قابل توجهی در نظام حکمرانی این کشورها ضروری به نظر می‌رسد.

واژگان کلیدی: آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی، توسعه پایدار، نظریه گراف، الگوریتم تارجان، شاخص ترکیبی
طبقه بندی JEL: O10 ،C60 ،CO2

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور (نویسنده مسؤول) moallemi_m@pnu.ac.ir
۲. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور mosavi@pnu.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور a.sharifmoghaddasi@pnu.ac.ir
۴. مربی گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور ramezaniy.m@pnu.ac.ir

۱. مقدمه

قرارگیری در معرض بحران ها و تکانه های داخلی و خارجی، امری جدایی ناپذیر در اقتصاد کشورهای مختلف است. برای نمونه، بحران سال ۲۰۰۸ مسکن در اقتصاد ایالات متحده آمریکا با سرعت زیادی به سایر بخش های اقتصادی آن کشور منتقل گردید و باعث ایجاد رکود شدیدی در اقتصاد شد. با توجه به بالا بودن مبادلات بین الملل در اقتصاد آمریکا و مشارکت زیاد آن اقتصاد از کل اقتصاد جهان، سایر کشورها نیز تحت تأثیر بحران قرار گرفتند و در نتیجه، شوک های بزرگی بر بازارهای مالی سایر کشورهای جهان نیز وارد گردید. بدین ترتیب، بحران در اقتصاد آمریکا، تبدیل به بحران بدهی اروپا در سال ۲۰۰۹ گردید. نتیجهٔ بحث و تبادل نظر در مورد نحوهٔ رویارویی با شوک ها و بحران ها، قدرت گرفتن مباحث مربوط به تاب آوری و آسیب پذیری اقتصادی است.

بسیاری از کشورها در رویارویی با بحران های اقتصادی، توان مقاومت نداشته و شاهد رویدادهای نامطلوب اقتصادی بوده اند و در مقابل، برخی کشورها در مقابله با بحران های اقتصادی داخلی و خارجی، توان مقاومت بالایی از خود نشان می دهند. در این میان، کشورهایی که اقتصاد آنها به تولید یک محصول معین وابسته است و تقاضای بین المللی برای آن محصول وجود دارد (که عمدتاً در گروه منابع طبیعی و محصولات کشاورزی است)، بیشتر از سایر کشورها در معرض آسیب پذیری ناشی از بحران های اقتصادی قرار دارند. بررسی ادبیات تحقیق، نشان می دهد که کشورهای توسعه یافته، عموماً توانسته اند در برابر بحران های پیش رو، شرایط بهتری را تجربه کنند؛ که ناشی از برخی موضوعات داخلی در کنار تصمیم گیری و سیاست گذاری های به موقع بوده است (بریگوگلیو، ۲۰۱۶: ۱۰۶۱؛ آنگیون و باتیس، ۲۰۱۵: ۱۵۲؛ آلتیماری[1]، ۲۰۱۸: ۴).

تاب آور بودن اقتصاد، می تواند به حرکت اقتصاد در جهت توسعه پایدار کمک نماید (رمضانی و همکاران،۱۴۰۱). توسعه پایدار، توسعه ای است که نیازهای فعلی بشر را بدون آسیب رساندن به توانمندی آیندگان برای رفع نیازهایشان برطرف نماید. برای توسعه پایدار، چهار بعد شامل بعد حکمرانی، بعد اقتصادی، بعد زیست محیطی و بعد اجتماعی در نظر گرفته می شود (سنگاچین، ۱۳۹۶).

در این میان، بررسی سابقه رشد کشورها نشان می‌دهد که تجارت بین‌الملل، موتور رونق و بسط اقتصادی اکثر جوامع پیشرفته و در حال توسعه بوده است و برای رسیدن به توسعه پایدار، داشتن روابط تجاری با سایر کشورهای جهان، امری الزامی می‌باشد. همچنین، دور افتادن کشور از مراکز تجاری بین‌المللی به دلیل شرایط خاص جغرافیایی و سیاسی، مانعی در جهت توسعهٔ اقتصاد خواهد بود. بدین ترتیب بعد پیرامونی[2]، برای نشان دادن انزوای سیاسی و جغرافیایی کشور به عنوان بعد پنجم توسعه پایدار مطرح می‌گردد (باتیس، ۲۰۱۴: ۴۴۶).

1. Altimari (2018)
2. Peripheral

در مقالهٔ پیش رو، ابتدا ابعاد توسعه پایدار[1] و متغیرهای زیرمجموعهٔ آن تعیین می گردد، سپس تأثیر ابعاد توسعه پایدار بر وضعیت آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی (وضعیت VR[2]) کشورهای مختلف مورد تحلیل قرار می‌گیرد. نمونه مورد بررسی در این مقاله، دو گروه از کشورها است که تحت عنوان گروه یک و گروه دو، نام برده می شود. گروه یک شامل کشورهای عضو G7 (هفت کشور صنعتی جهان) است که بیش از ۵۰ درصد اقتصاد جهان را در دست دارند. گروه دو شامل کشورهای MENA[3] (کشورهای تولیدکنندهٔ نفت که در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا قرار دارند) می باشد.

در پژوهش حاضر، وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری (VR) این دو گروه در دورهٔ چهار سالهٔ ۲۰۲۰-۲۰۱۷ مورد بررسی قرار گرفته و برای دستیابی به این هدف، از نظریه گراف استفاده شده است. دلیل استفاده از نظریه گراف، توانایی این روش در بررسی تعداد نامحدود متغیر است، تا بتوان متغیرهای مربوط به ابعاد توسعه پایدار را بدون نگرانی از تعداد بالای متغیر، تجزیه و تحلیل نمود. تحلیل وضعیت VR با رویکرد توسعه پایدار، به کشورها کمک می‌کند که ظرفیت وضعیت آسیب‌پذیری و تاب‌آوری خود را برای ترویج روند توسعه پایدار تقویت نمایند. بر این اساس، هدف اصلی از نگارش مقاله حاضر، مقایسه مقدار این شاخص ها بین دو گروه کشورهای یک و دو و مقایسه بین کشوری در هر یک از دو گروه مورد بررسی است. محاسبه این شاخص برای دوره زمانی ۲۰۲۰- ۲۰۱۷ صرفاً به منظور نشان دادن ثبات نتایج در طول زمان مورد بررسی (دوره کوتاه مدت) است. ثبات نسبی نتایج در طول این دوره، می تواند شاهدی بر درست بودن الگوریتم طراحی شده مقاله باشد.

در این راستا، طرح کلی مقاله به صورت زیر ارائه می گردد. پس از بیان مقدمه و در ادامه، بخش دوم، شامل مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش است. در بخش سوم و چهارم، روش شناسی مدل تبیین و تحلیل های تجربی ارائه می گردد و در بخش پنجم، نتیجه گیری و پیشنهادات بیان می شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری مفاهیم و شاخص های بررسی آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی

آسیب‌پذیری: سیستم‌های اقتصادی به جهت گسترش روز افزون تعاملات با خارج از سیستم با مخاطرات و شوک‌های خارجی متعددی مواجه می‌شوند که امکان پیش‌بینی اثرات مخرب و پیامدهای آنها بسیار کم است. میزان اثرپذیری کشورها از شوک، به درجهٔ آسیب‌پذیری اقتصاد بستگی دارد که ناشی از ویژگی‌های ذاتی و دائمی آن اقتصاد می‌باشد. با شکل‌گیری بحران‌های اقتصادی در جهان، مفهوم آسیب‌پذیری، از جایگاه بالایی برخوردار شده است.

1. Sustainable Development
2. Vulnerability - Resilience
3. Middle East and North Africa

زمانی که «آسیب پذیری اقتصادی» یک کشور مورد بحث قرار می‌گیرد، عموماً به مستعد بودن آن کشور در آسیب دیدن از عوامل اقتصادی خارجی و در نتیجه، قرار گرفتن در معرض نیروهای حاصل از این عوامل اشاره دارد (بریگوگلیو، ۲۰۱۶: ۱۰۶۱).

سیلیگر[1] (۲۰۱۳)، آسیب‌پذیری اقتصادی را به عنوان حساسیت یک سیستم به شوک‌های خارجی تعریف می‌کند که به وسیله تغییرات در میزان بیکاری، اندازه‌گیری می‌شود (براتی، ۱۳۷۶: ۸۰).

آنگیون و باتیس،[2] آسیب‌پذیری را از ویژگی‌های ساختاری یک کشور می‌دانند که به افزایش نقاط ضعف اقتصاد در برابر شوک‌های برونزا منجر می‌شود و مانع توسعه درازمدت خواهد شد (آنگیون و باتیس، ۲۰۱۵: ۱۴۲).

رام و همکاران[3] آسیب‌پذیری اقتصادی را ویژگی‌های ذاتی، دائمی یا شبه دائمی یک کشور می‌دانند که باعث می‌شود، آن کشور در معرض نیروهای اقتصادی خارج از کنترل خود قرار گیرد (رام و همکاران، ۲۰۱۹: ۱۳) و بنابراین، آسیب پذیری اقتصادی را می توان نحوۀ رویارویی یک سیستم اقتصادی با هرگونه شوک وارد شده به سیستم اعم از اقتصادی، اجتماعی و سیاسی در نظر گرفت.

تاب‌آوری: واژه تاب‌آوری برای اولین بار (احتمالاً) توسط توماس یانگ[4] فیزیک‌دان انگلیسی که تاب‌آوری را به عنوان ظرفیت ماده در تحمل انرژی بدون متحمل شدن دگرگونی[5] ماندگار تعریف کرده، در سال ۱۸۰۷ میلادی به کار برده شده است (گل وردی، ۱۳۹۶: ۲۹۶).

تاب‌آوری اقتصادی برای اولین بار توسط تیرنی (۱۹۹۷) [6] با بررسی تأثیر بلایای طبیعی بر کسب و کار، مطرح گردید و پس از آن، این مفهوم گسترش بسیار زیادی پیدا کرد. در مفهوم تاب‌آوری اقتصادی، زمانی که یک شوک، اقتصاد را از مسیر تعادلی رشد بلندمدت آن منحرف می‌کند، فرض بر آن است که نیروهای خودترمیمی اقتصاد، آن را به مسیر باز خواهند گرداند (جانی و ازوجی، ۱۳۹۳: ۱۸).

بنابراین تاب آوری اقتصادی، عبارت است از توانایی سیستم اقتصادی در جهت بهبود و ترمیم خود پس از وقوع شوک های متعدد (اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و زیست محیطی) و بروز محرک های تنش زا.

در سال های گذشته، شاخص های ترکیبی متعددی، مقدار آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی در مقیاس کلان، و شاخص هایی به طور انحصاری، آسیب پذیری اقتصادی و یا تاب آوری اقتصادی را مورد سنجش قرار داده اند.

---

1. Seliger (2013)
2. Angeon and Bates (2015)
3. Ram *et al*. (2019)
4. Thomas young (1807)
5. Deformation
6. Tierney (1997)

شاخص ارائه شده توسط بریگوگلیو (۱۹۹۵) [۱]، بریگوگلیو و گالئا (۲۰۰۳) [۲]، شاخص آسیب‌پذیری بانک توسعه کارائیب[۳]، شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی سازمان ملل متحد توسط کمیته سیاست توسعه ملل متحد[۴] و شاخص EVI[۵]، ارائه شده توسط کمیته سیاست‌های توسعه‌ای سازمان ملل، از جمله شاخص های ارائه شده جهت سنجش و بررسی آسیب پذیری اقتصادی می باشند. شاخص آسیب‌پذیری تعدیل شده برای تاب‌آوری ارائه شده توسط بریگوگلیو (۲۰۰۳)، برای اولین بار به مفهوم تاب‌آوری اشاره و تولید ناخالص داخلی سرانه را به عنوان شاخص برای ارزیابی تاب‌آوری اقتصادی تعریف نمود. شاخص تاب‌آوری گروه پژوهشی سنتنیال[۶]، شاخص تاب‌آوری آژانس توسعه بین‌المللی آمریکا[۷] و شاخص تاب‌آوری مجمع جهانی اقتصاد[۸] نیز به بررسی تاب آوری اقتصادی در اقتصادهای مختلف پرداخته اند[۹].

بریگوگلیو و همکاران (۲۰۱۳)، با تمایز بین آسیب‌پذیری اقتصادی ذاتی و تاب‌آوری اقتصادی اکتسابی، با هدف بررسی همزمان آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی، شاخص ترکیبی جدیدی را به ادبیات اضافه نمودند. همچنین شاخص های ترکیبی ارائه شده توسط اتکینز و همکاران (۲۰۰۰)، آدریانتو و ماتسودا (۲۰۰۴)، توروی (۲۰۰۷)، اتکینز و همکاران (۲۰۰۹) نیز در همین مسیر، به ارزیابی همزمان آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی پرداخته اند.

مونتالبانو (۲۰۱۱)، بیان می کند که با توجه به شواهد تجربی شاخص های محاسبهٔ آسیب پذیری و تاب آوری به شکل پیوسته ای در حال به روزرسانی می باشند. بنابراین، شاخص های جدید باید به گونه ای طراحی شوند که با به روزرسانی های آماری و کم و زیاد شدن تعداد متغیرها، مفهوم شاخص دچار مشکل نشود. بنابراین متغیرهای متعدد و روش‌های محاسباتی مورد استفاده برای ساخت شاخص‌های ترکیبی، این سؤال را به ذهن متبادر می سازد که آیا مجموعهٔ حداقلی از متغیرها وجود دارد که بتواند به شکلی پیوسته ، پدیده مورد مطالعه را توصیف کند؟ بدین معنا که اگر تعداد متغیرها تا جایی که امکان دارد کاهش پیدا کند، آیا این شبهه ایجاد نمی شود که ممکن است اطلاعات بنیادی و اصلی در جریان حذف متغیرها از دست بروند؟ در پاسخ به این سؤال، نظریه گراف می تواند روشی را پیشنهاد کند که در نتیجه آن، کمترین تعداد متغیر و کمترین میزان اطلاعات از دست برود.

---

1. Briguglio (1995)
2. Galea (2003)
3. Caribbean Development Bank (CDB)
4. The United Nations Committee for Development Policy
5. Economic Vulnerability Index (EVI)
6. Centennial Resilience Index
7. United States Agency For International Development (UNCDP)

۸. مجمع جهانی اقتصاد (World Economic Forum) ، بنیادی غیردولتی و بین المللی، مستقر در ژنو سوئیس است که اجلاس سالیانه‌ای در دهکده داووس سوئیس برگزار می‌کند.

۹. توضیح کامل شاخص های این قسمت، به صورت تفصیلی در مقاله قبلی نویسنده با عنوان «تأثیر ابعاد توسعه پایدار بر آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصاد ایران با رویکرد نظریه گراف» آورده شده است.

در این روش، یک الگوریتم ریاضی معرفی می گردد که می تواند با درک جامعی از تمامی ابعاد توسعه پایدار، شاخصی ترکیبی برای بررسی وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی ارائه کند. در مقالهٔ حاضر، شاخص ترکیبی NVRI[1] به دست آمده از نظریه گراف برای رتبه بندی و مقایسه عملکرد کشورهای عضو منا به عنوان کشورهای صادرکننده نفت (شامل کشور ایران) و کشورهای گروه G7 (شامل کشورهای توسعه یافته) با تأکید بر توسعه پایدار و ابعاد آن مورد استفاده قرار می گیرد. هدف از بررسی شاخص NVRI، پدید آوردن مسیری برای کشورها است که بتوانند بر اساس آن و با توجه به وضعیت بهتر برخی کشورها، خود را در برابر شوک ها مقاوم سازند؛ به طوری که در نهایت، به کاهش آسیب پذیری و افزایش تاب آوری اقتصادی آنها منجر شود.

۲-۲. پیشینه پژوهش

بریگوگلیو و همکاران (۲۰۰۹)، در مقاله ای تحت عنوان "آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی: مفاهیم و اندازه گیری"، با تمایز بین آسیب پذیری اقتصادی ذاتی و تاب آوری اقتصادی اکتسابی، یک چهارچوب روش شناختی بیان می کنند، به طوری که ریسک (خطر) از دو مؤلفه تشکیل شده است، مؤلفهٔ اول، با شرایط ذاتی و درونی کشور و رویارویی با شوک های خارجی در ارتباط است و مؤلفهٔ دوم، با شرایط ایجاد شده برای رویارویی با شوک های نامطلوب و بازیابی پس از شوک مرتبط می باشد. بدین ترتیب، در این مطالعه، خطر آسیب پذیری ناشی از شوک های خارجی و در نتیجه، ترکیب این دو مؤلفه ایجاد می شود.

بریگوگلیو در مطالعات بعدی (۲۰۰۹، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۶)، ضمن تمایز قائل شدن بین آسیب پذیری اقتصادی و تاب آوری اقتصادی، تاب آوری اقتصادی با تأکید بر محیط زیست را مورد ارزیابی قرار داد.

گایلامونت (۲۰۱۷)،[2] در مقاله ای با عنوان "آسیب پذیری و تاب‌آوری: یک چهارچوب مفهومی به کار رفته برای سه کشور آسیایی بوتان، مالدیو و نپال"، به دنبال پاسخ به این سؤالات است که هر یک از سه کشور مذکور تا چه حد نسبت به شوک‌های برونزا مقاوم هستند؟ برای پاسخ به این سؤال، از شاخص جدید که با تکیه بر شاخص EVI سازمان ملل به دست آمده، استفاده کرده است.

بختیاری و سجادیه (۲۰۱۸)، در مقاله "تحلیل تجربی و نظری شاخص تاب آوری اقتصادی"، از روش ساخت شاخص توسعه انسانی سازمان ملل برای ساخت شاخص تاب آوری اقتصادی استفاده می کنند و بر اساس شاخص محاسبه شده، گروهی از کشورهای در حال توسعه را رتبه بندی می نمایند.

پریرا[3] و استینگ (۲۰۲۱)،[4] در مقاله ای تحت عنوان "نقش ارتباطات در آسیب پذیری و تاب آوری کشورهای کارائیب"، به دنبال سیاست های خاصی جهت جبران آسیب های ناشی کوچک بودن این کشورها و افزایش تاب آوری آنها هستند و عامل مهم را نقش ارتباط بین دولت ها، سازمان ها، نهادها

1. Net Vulnerability Resilience Index (NVRI)
2. Guillaumont (2017)
3. Pereira (2021)
4. Steenge (2021)

و احزاب در جهت افزایش تاب آوری و کاهش آسیب پذیری کشورهای کارائیب می دانند. نویسندگان مقاله، از رویکرد بریگوگلیو برای بررسی وضعیت ۱۷ ایالت جزیره ای کارائیب استفاده می کنند، با این تفاوت که حاکمیت سیاسی را به عنوان یک متغیر نهادی به مدل اضافه می کنند و نتیجه می گیرند که بین حاکمیت سیاسی و تاب آوری اقتصادی، رابطه معنی داری وجود دارد، بدین ترتیب که اگر کشور کوچک از نظر سیاسی، به کشوری که ساختار حکمرانی توسعه یافته ای دارد وابسته باشد، تاب آوری اقتصادی بالاتری خواهد داشت. دلیل این امر در ارتباط دو طرفه بین کشورها تعریف می گردد.

هدایت و همکاران (۲۰۲۱)، در مطالعه خود با عنوان "شناسایی شرایط پیش بینی نشده از طریق تعیین منطقه خاص در زمینه آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی در محدوده شهری کشور اندونزی"، آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی را در ۵۱۴ شهر اندونزی با استفاده از رویکرد اقتصاد سنجی و مدل رگرسیون خطی پنج متغیره، مورد ارزیابی قرار می دهند. در این مطالعه، تاب آوری اقتصادی با توجه به نحوه رویارویی با بلایای طبیعی و در نظر گرفتن جنبه های اقتصادی هر منطقه بررسی می گردد. نتایج پژوهش نشان می دهند، شهرهایی که نرخ شهرنشینی بالاتر و درآمد بالاتری دارند، از تاب آوری اقتصادی بیشتری نیز برخوردار هستند.

جدول ۱: متغیرهای مورد استفاده در شاخص‌های ارزیابی وضعیت VR با توجه به مبانی نظری موضوع

ردیف	متغیر	توضیحات
۱	تمرکز صادرات	وابستگی به طیف محدودی از صادرات بخصوص وابستگی به صادرات یک کالای خاص و بالا بودن میزان آن، ریسک‌های مربوط به عدم تنوع صادرات را افزایش می‌دهد و به تشدید آسیب‌پذیری مرتبط با باز بودن اقتصادی منجر می‌گردد.
۲	کسری بودجه	نسبت بالای بدهی و کسری بودجه، فضای فعالیت های مالی و مانور تصمیم گیران و سیاست گذاران در رویارویی با شوک های تنش زای اقتصادی را کاهش می دهد.
۳	بدهی عمومی	افزایش بدهی دولت، باعث ایجاد بحران های بدهی در اقتصاد می شود؛ زیرا تجهیز منابع برای خنثی کردن تأثیر منفی شوک های خارجی، دشوارتر می باشد.
۴	تورم	(نبود) تورم را می توان به عنوان یکی از مؤلفه های ثبات اقتصاد کلان و به عنوان نماینده سلامت سیاست های پولی، در شاخص تاب آوری وارد نمود.
۵	درجه باز بودن اقتصاد	مشارکت بیشتر در تجارت خارجی با وجود داشتن مزایای بسیار، کشور را با شدت بیشتری در معرض شوک های خارجی قرار می دهد و اقتصاد تحت تأثیر شرایطی قرار می گیرد که نمی تواند کنترل چندانی بر روی آن داشته باشد.
۶	مخارج عمومی	نسبتی از بودجه دولت را که برای توسعه اجتماعی هزینه می شود را می توان به عنوان شاخص توسعه اجتماعی در نظر گرفت.

ردیف	متغیر	توضیحات
۷	صادرات	رویارویی با شرایط اقتصادی خارجی و درجه وابستگی اقتصاد به تجارت خارجی، از جمله عوامل مهمی است که می تواند بر تاب آوری اقتصاد تأثیرگذار باشد. با کمتر شدن تعداد کشورهای مقصد صادرات، تاب آوری اقتصاد کاهش می یابد.
۸	واردات	واردات انرژی، مواد غذایی، ملزومات صنعتی و به طور کلی واردات کالاهای سرمایه ای، واسطه ای، مصرفی و یا مواد خام بر آسیب پذیری اقتصاد تأثیرگذار است.
۹	واردات مواد غذایی	وابستگی به واردات کالاهای استراتژیک، ممکن است اقتصاد را در معرض شوک های ناشی از دسترسی و هزینه های واردات این کالاها قرار دهد. در این حالت، شدت رویارویی، به امکان جایگزینی واردات بستگی دارد.
۱۰	تولید ناخالص داخلی	کشورهایی با GDP بالا یا GDP پایین، می توانند از نظر اقتصادی آسیب پذیر باشند یا نباشند و ارتباط معناداری بین آسیب پذیری و GDP وجود ندارد.
۱۱	نرخ بیکاری	با افزایش بیکاری، توانایی اقتصاد در بازیابی از شوک های اقتصادی مخرب کاهش می یابد و با تأثیر بر ثبات اقتصاد کلان، باعث کاهش تاب آوری اقتصاد در زمان رویارویی با شوک ها خواهد شد.
۱۲	امید به زندگی در بدو تولد	در شاخص آسیب پذیری اجتماعی ECLAC، امید به زندگی در بدو تولد به عنوان زیرشاخص حوزه سلامت، در نظر گرفته شده است.
۱۳	انتشار گازهای گلخانه ای	انتشار گازهای گلخانه ای بویژه CO_2، باعث افزایش آسیب پذیری محیط زیست خواهد شد. بنابراین در محاسبه شاخص آسیب پذیری، محیط زیست وارد می شود.
۱۴	واردات انرژی	وابستگی به واردات انرژی (به عنوان یکی از کالاهای استراتژیک)، اقتصاد را در معرض شوک های ناشی از دسترسی و بالا رفتن هزینه های واردات این کالاها قرار می دهد.
۱۵	قربانیان بلایای طبیعی	شیوع بلایای طبیعی (با فرض ثابت ماندن GDP سرانه) و افزایش میزان خسارت مالی هر فاجعه ، آسیب پذیری را در اقتصاد افزایش می دهد.
۱۶	آلودگی آب	آلودگی آب به عنوان یکی از متغیرهای مدیریت محیط زیست را می توان در محاسبه شاخص تاب آوری اقتصادی مدنظر قرار داد.
۱۷	شاخص های حکمرانی جهانی	شاخص های حکمرانی خوب شامل کنترل فساد، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی و نبود خشونت، حاکمیت قانون، کیفیت تنظیم کنندگی و حق پاسخ گویی و اظهار نظر در محاسبه شاخص تاب آوری اقتصادی مورد استفاده قرار می گیرند.
۱۸	هزینه حمل و نقل بین المللی	هزینه های مربوط به حمل و نقل صادرات، برای ارزیابی دورافتادگی یک کشور از بازارهای جهانی و محاسبه شاخص آسیب پذیری اقتصادی استفاده می شود.

مأخذ: یافته های پژوهش

با بررسی مطالعات مختلف داخلی و خارجی در زمینهٔ ارزیابی وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری، مشخص می شود که طیف متفاوتی از متغیرهای مختلف به عنوان متغیر تأثیرگذار بر وضعیت VR

مورد استفاده قرار گرفته اند. در جدول ۱، به شکلی کامل به معرفی متغیرهای مورد نظر پرداخته شده است.

۳. ارائه الگوی پژوهش

۳-۱. نظریه گراف و متغیرهای مدل

نظریه گراف،[1] ابزار مفیدی است که می تواند برای بررسی روابط متقابل و درون یک شبکه مورد استفاده قرار گیرد. در پژوهش حاضر، برای تحلیل روابط درون شبکهٔ متغیرهای تأثیرگذار بر توسعه پایدار و بررسی رابطهٔ این متغیرها بر آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی از نظریه گراف و الگوریتم تارجان[2] استفاده می شود. الگوریتم تارجان به دنبال گراف قویاً همبندی[3] است که بتواند از طریق آن، متغیرهای بنیادی تأثیرگذار بر آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی را مشخص و در نهایت، گراف ماکسیمال را تعیین نماید (تارجان، ۱۹۷۲: ۱۵۲). در این حالت، می‌توان گفت که مجموعه C ریشهٔ[4] گراف جهت‌دار و شامل متغیرهای بنیادی (مؤلفه‌های قویاً همبند) برای توضیح پدیده مورد مطالعه است (باتیس، ۲۰۱۴: ۴۴۶). با توجه به اینکه هدف از ساخت شاخص ترکیبی، بررسی پدیده‌ای با توجه به عوامل تعیین کنندهٔ آن است، رأس خارج از ریشه ، به این معنا می باشد که برای تحلیل پدیده، بنیادی نیست و نیازی نیست وارد شاخص ترکیبی شود.

خروجی نهایی الگوریتم تارجان، n^* متغیر برای اندازه‌گیری VR است. کدنویسی مرتبط با الگوریتم در نرم‌افزار متلب انجام می‌شود. الگوریتم تارجان، متغیرها را به دو بخش کلی تقسیم می‌کند: گروه اول، متغیرهایی که باعث ایجاد شدن آسیب‌پذیری و تاب‌آوری هستند و گروه دوم، متغیرهایی که در نتیجهٔ تاب‌آوری و آسیب‌پذیری ایجاد می‌شوند.

با استفاده از الگوریتم تارجان، می توان بزرگ ترین مجموعه از متغیرهای کلیدی VR (در واقع ریشه VR) را با استفاده از متغیرهای ارائه شده در ادبیات ساخت. برای دستیابی به یک شاخص

---

1. Graph Theory
2. Tarjan algorithm (1972)
۳. هر گراف جهت‌دار، از مجموعه رئوس تشکیل می‌شود که با یال‌ها به هم متصل شده‌اند. این گراف با $G=(X, A)$ از درجه $n = |X|$ نمایش داده می‌شود، که در آن، X مجموعه رئوس و A مجموعه‌ای از یال‌های جهت‌دار است. همچنین گراف قویاً همبند، گرافی است که هر رأس قابل دسترسی از رأس دیگر باشد. در یک گراف جهت‌دار، که ممکن است خودش قویاً همبند نباشد، رئوس A و B قویاً همبند هستند، اگر مسیری در هر دو جهت بین آنها وجود داشته باشد و یا اینکه هر جفت رأس از یکدیگر قابل دسترسی باشند.
4. Root

ترکیبی جامع، می باید مجموعۀ کاملی از متغیرها را به صورت زیرمجموعه ای از توسعه پایدار و ابعاد آن تعریف نمود. در ادامه، به معرفی ۴۳ متغیر مورد استفاده در الگوریتم پرداخته می شود.

۲-۳. مجموعۀ اولیه متغیرها در ابعاد توسعه پایدار

۱-۲-۳. بعد اقتصادی

بعد اقتصادی، شامل سه دسته متغیر است: متغیرهای کلان، بیانگر ثبات اقتصادی شامل تورم و شکاف تولید؛ متغیرهای نشان دهندۀ تعادل های پولی و مالی شامل درآمدهای مالیاتی، مقدار پول و شبه پول و نسبت های آن؛ متغیرهای بیان کنندۀ تعادل های بین المللی شامل نقل و انتقالات مالی از خارج، درجه بازبودن اقتصاد، تمرکز صادرات و مقدار واردات مواد غذایی.

۲-۲-۳. بعد حکمرانی

کافمن و همکاران (۲۰۰۸)، شش زیرشاخص برای ارزیابی وضعیت حکمرانی معرفی کرده اند که تقریباًدر تمامی مطالعات برای بررسی حکمرانی، از این شاخص ها استفاده می گردد. شاخص های کنترل فساد، اثربخشی و کارآیی دولت، فقدان خشونت و ثبات سیاسی، کیفیت تنظیم کنندگی، حاکمیت قانون و حق پاسخ گویی و اظهار نظر، شاخص های ارائه شده توسط کافمن هستند که به صورت سالانه، توسط بانک جهانی محاسبه می گردد.

۳-۲-۳. بعد زیست محیطی

در تحقیق حاضر، متغیرهای تصویب معاهدات زیست محیطی، مساحت مناطق حفاظت شده و ذخایر تنوع زیستی به جهت بالا بردن حفاظت از محیط زیست، برای نشان دادن تاب آوری زیست محیطی استفاده می شود. برای نشان دادن آسیب پذیری زیست محیطی، از متغیرهای آلودگی آب و انتشار گازهای گلخانه ای بویژه دی اکسید کربن و قربانیان بلایای طبیعی (برای سنجش هزینۀ انسانی بلایای زیست محیطی) استفاده می شود. همچنین برای کم کردن آسیب پذیری، می باید متغیر تولید انرژی های تجدیدپذیر و واردات انرژی را نیز مدنظر قرار داد.

۴-۲-۳. بعد اجتماعی

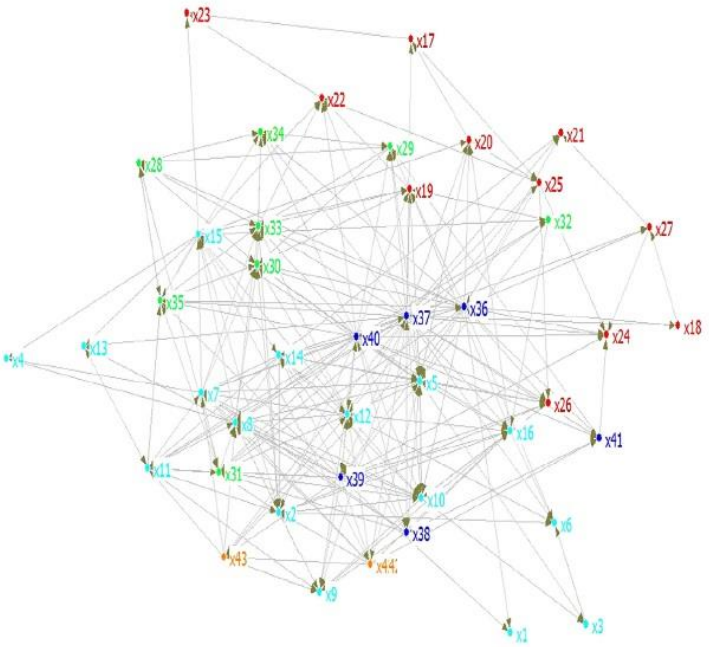
متغیرهایی که در تحقیق حاضر برای بعد اجتماعی در نظر گرفته شده اند، شامل نرخ باسوادی، مخارج آموزش، مخارج سرانه سلامت، امید به زندگی در بدو تولد، سطح مدارک تحصیلی، نرخ بیکاری، ضریب جینی و نابرابری های جنسیتی می شوند.

۵-۲-۳. بعد پیرامونی

بسیاری از کشورها به دلیل شرایط جغرافیایی و یا اعمال تحریم، دچار انزوا شده اند و این مسأله بر وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی آنها مؤثر است و باعث می شود که کشور، در معرض نیروهای خارج از کنترل قرار بگیرد. در پژوهش حاضر، از شاخص عملکرد لجستیک و دسترسی به

فناوری های جدید در اطلاعات و ارتباطات (اینترنت) برای بررسی بعد پیرامونی استفاده شده است؛ چراکه داشتن چنین زیرساخت هایی به اتصال یک کشور به سایر نقاط جهان کمک می کند.

پس از مشخص کردن روابط بین ۴۳ متغیر ارائه شده، گرافی رسم می شود که بیان کننده روابط بین متغیرهای مورد نظر باشد (شکل ۱). سپس الگوریتم به دنبال پیدا کردن رئوس ضروری بازخوردی است. مجموعه رئوس ضروری بازخوردی، کوچکترین مجموعه ای را تعیین می کند که می باید در محاسبهٔ یک شاخص ترکیبی، مشارکت داشته باشد. در فرایند اندازه گیری آسیب پذیری - تاب آوری در مقیاس کلان، با توجه به فرایند حداقل کردن تعداد متغیرها برای ساخت یک شاخص ترکیبی مناسب، و به جهت کنترل کردن اطلاعاتی که ممکن است در این میان از دست برود، از ضریب اسپیرمن استفاده می شود.



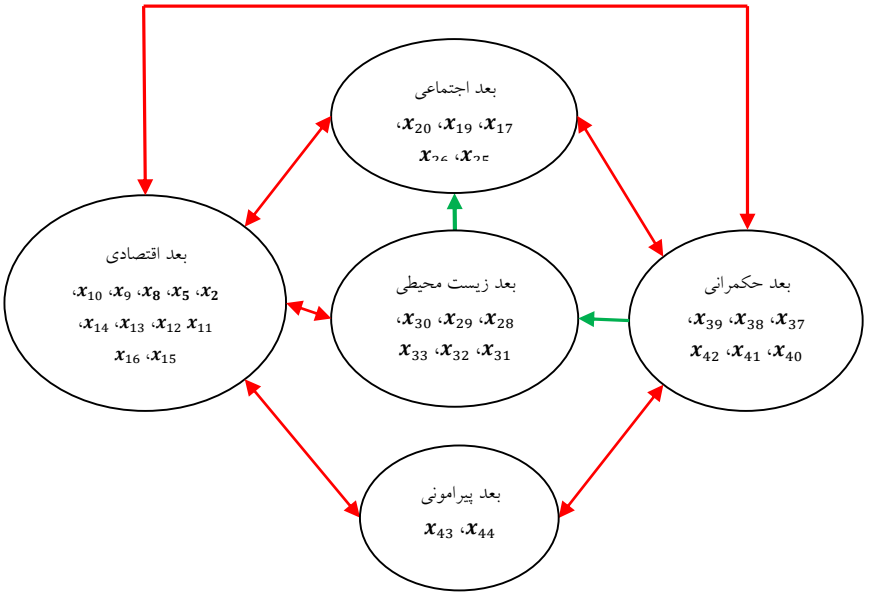
مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱: روابط موجود بین متغیرهای مدل در گراف جهت دار

در الگوریتم تارجان برای ساخت شاخص، باید دو سری محاسبات را انجام داد. ابتدا با در نظر گرفتن تمامی متغیرهای ریشه (۳۳ متغیر)، شاخص ترکیبی محاسبه می شود (محاسبه A). سپس مجموعه رئوس ضروری بازخوردی، مورد تحلیل قرار می گیرند که آیا شامل همه ابعاد تعریف شدهٔ مدل می باشد یا خیر. اگر همه ابعاد را در برگرفته باشند، شاخص ترکیبی با استفاده از متغیرهای مجموعه رئوس ضروری بازخوردی محاسبه می شود (محاسبه B). در غیر این صورت، باید متغیرهای اضافی از مجموعه ریشه اولیه به مدل اضافه شوند تا زیرمجموعهٔ تشکیل شده، تمامی ابعاد را در

بگیرد. در این هنگام با محاسبه ضریب همبستگی اسپیرمن بین این دو شاخص، اگر ضریب به اندازه کافی بزرگ و معنادار بود، زیرمجموعهٔ اصلی در محاسبه شاخص، به دست آمده است، در غیر این صورت، باید متغیرها اضافه شوند تا ضریب همبستگی بزرگ و معناداری به دست بیاید. دلیل انجام محاسبات مذکور، رسیدن به کوچکترین و کارآمدترین مجموعه ممکن با کمترین اطلاعات از دست رفته می باشد. این الگوریتم در ادبیات آسیب پذیری وتاب آوری، به الگوریتم B2A شهرت دارد.

نتایج حاصل از الگوریتم تارجان و الگوریتم B2A، گراف جهت دار اصلی شکل ۱ را به گراف کاهش یافته ای تبدیل می کند که در شکل ۲، نشان داده می شود.



مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۲: گراف جهت دار کاهش یافتهٔ ماتریس ریشهٔ آسیب‌پذیری- تاب‌آوری برحسب ابعاد

شکل ۲، بیان کنندهٔ این است که تاب‌آوری مجموعه C، ناشی از بعد اقتصادی و حکمرانی است. اگر «بعد اقتصادی» یا «بعد حکمرانی» عیناً حذف شوند، ظرفیت گراف جهت‌دار C که نسبت به ویژگی قویاً همبندی، تاب‌آور باشد، به طور قطع، از بین خواهد رفت. از آنجا که ابعاد حکمرانی و اقتصادی به طور مستقیم، ابعاد دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهند، به آنها ابعاد کنترلی[1] (ابعاد اصلی) می‌گویند. در مقابل، ابعاد اجتماعی، زیست محیطی و پیرامونی به عنوان ابعاد اقتضایی[2] (ابعاد فرعی)

1. Control Dimensions
2. Contingency Dimensions

در نظر گرفته می‌شوند. بنابراین، ابعاد اقتضایی به صورت مستقیم، وابسته و تحت تأثیر ابعاد کنترلی هستند.

۳-۳. محاسبه شاخص

مراحلی که برای دستیابی به وضعیت VR و محاسبه شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی طی می‌شود، به صورت زیر است:

الف) مشخص کردن متغیرهای سنجش آسیب‌پذیری یا تاب‌آوری با توجه به ابعاد توسعه پایدار

۱- بعد اقتصادی؛ ۲- بعد حکمرانی؛ ۳- بعد اجتماعی؛ ۴- بعد زیست محیطی، ۵- بعد پیرامونی $h = 1,2,3,4,5$؛

ب) استفاده از الگوریتم تارجان؛

پ) جمع آوری داده‌ها و اطلاعات مربوط به متغیرهای بنیادی از منابع معتبر آماری؛ که داده‌های مورد نظر، با مراجعه به وبگاه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران، بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، سازمان ملل متحد، پایگاه داده های توافق نامه های زیست محیطی بین المللی و پایگاه بین المللی بلایای طبیعی (EM-DAT) گردآوری شده است؛

ت) نرمال‌سازی متغیرها؛ با توجه به متفاوت بودن واحد سنجش و اندازه‌گیری متغیرها، می باید متغیرها نرمال شوند؛ که از روش متداول Max-Min و فرمول زیر برای آن، استفاده می‌شود و دامنهٔ متغیرهای استاندارد شده بین صفر و یک قرار می‌گیرد و در نهایت و برای همسو کردن متغیرها، متغیرهایی که با افزایش آنها، شاخص افزایش می‌یابد، با علامت مثبت و متغیرهایی که با افزایش آنها، شاخص کاهش می‌یابد، با علامت منفی وارد محاسبات می‌شوند؛

$$\acute{x}_i = \frac{[x_i - Min(x_i)]}{[Max(x_i) - Min(x_i)]}$$

ث) تجمیع متغیرها و محاسبه شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری؛ که تجمیع در هر ۵ بعد انجام می‌گردد، و در عین حال، بین اندازه‌گیری عوامل تعیین‌کنندهٔ آسیب‌پذیری x_i^V و عوامل تعیین‌کنندهٔ تاب‌آوری x_i^R تمایز قائل می‌شوند. بنابراین در این مرحله، ۵ زیرشاخص از آسیب‌پذیری (V_h) و ۵ زیرشاخص از تاب‌آوری (R_h)، با استفاده از یک میانگین ساده ریاضی از متغیرهای x_i^V و x_i^R وارد شده در هر بعد و برای کشور، به صورت زیر محاسبه می شود (h=1,…,5).

$$V_h = \frac{1}{\aleph}\sum_{h=1}^{5} x_{ih}^V \qquad V_h = \frac{1}{\aleph}\sum_{h=1}^{5} x_{ih}^V$$

$$V = \frac{1}{5}\sum_{h=1}^{5} R_h \qquad R = \frac{1}{5}\sum_{h=1}^{5} V_h$$

که در این صورت، خواهیم داشت:

$$R\epsilon[0\ 1] \qquad V\epsilon[0\ 1]$$

که در آن، V=0 (R=0) نشان دهندهٔ کمترین مقدار در شاخص آسیب پذیری (تاب‌آوری)، و V=1 (R=1) نشان‌دهندهٔ بیشترین مقدار در شاخص آسیب‌پذیری (تاب‌آوری) می‌باشد؛

ج) محاسبه شاخص NVRI (شاخص خالص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری)؛ که شاخص NVRI از تفاضل شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری در مرحلهٔ قبل به دست می‌آید.

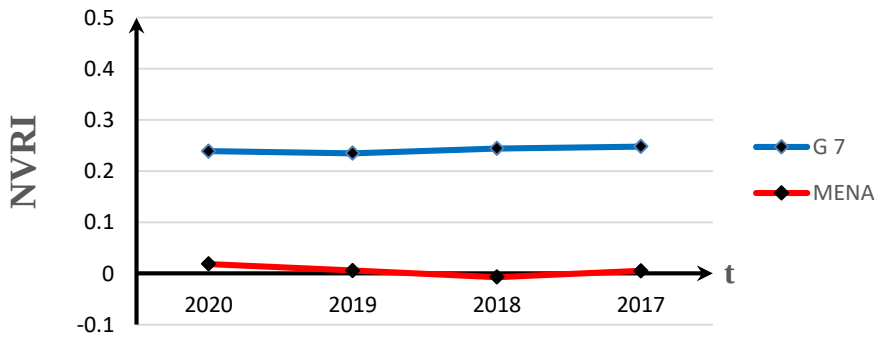
$$NVRI = R - V \qquad NVRI \epsilon [-1\ 1]$$

بدین ترتیب، شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری در بازه صفر و یک و شاخص NVRI که تاب آور یا آسیب‌پذیر بودن اقتصاد را مشخص می‌سازد، در بازه ۱- و ۱ قرار می‌گیرد. اگر شاخص به دست آمده به ۱- نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهندهٔ این است که تاب‌آوری پایین و آسیب‌پذیری بالا است و اگر شاخص به دست آمده به ۱+ نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهندهٔ این است تاب‌آوری بالا و آسیب‌پذیری پایین می‌باشد. به عبارت دیگر، مثبت بودن شاخص NVRI به معنای تاب‌آور بودن اقتصاد و منفی بودن شاخص، به معنای آسیب‌پذیر بودن اقتصاد است.

در مقالهٔ حاضر، شاخص NVRI در ابعاد کنترلی و ابعاد اقتضایی به صورت تفکیک شده محاسبه و تحلیل می گردد. شاخص NVRI، دربرگیرندهٔ اطلاعات کاملی است که ظرفیت یک کشور را در آسیب پذیری و تاب آوری به شکل واضحی نشان می دهد. همچنین با استفاده از این شاخص، می توان کشورهای مختلف را از نظر وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری رتبه بندی نمود، تا بتوان از درون شاخص، استراتژی راهبردی برای بهبود وضعیت کشورهایی که در برخی ابعاد دچار مشکل هستند، پیشنهاد نمود.

۴. نتایج تجربی

سری زمانی NVRI در دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۷ در شکل ۳ نشان داده شده است و بر اساس گروه کشورهای تحقیق، ساخته شده است. با توجه به شکل، مشخص می شود که در تمام سال های دوره، وضعیت شاخص NVRI کشورهای گروه یک (شامل اعضای گروه G7) نسبت به کشورهای گروه دو (شامل اعضای MENA)، بهتر بوده است و تمامی اعضای گروه یک، اقتصاد تاب آوری داشته اند.

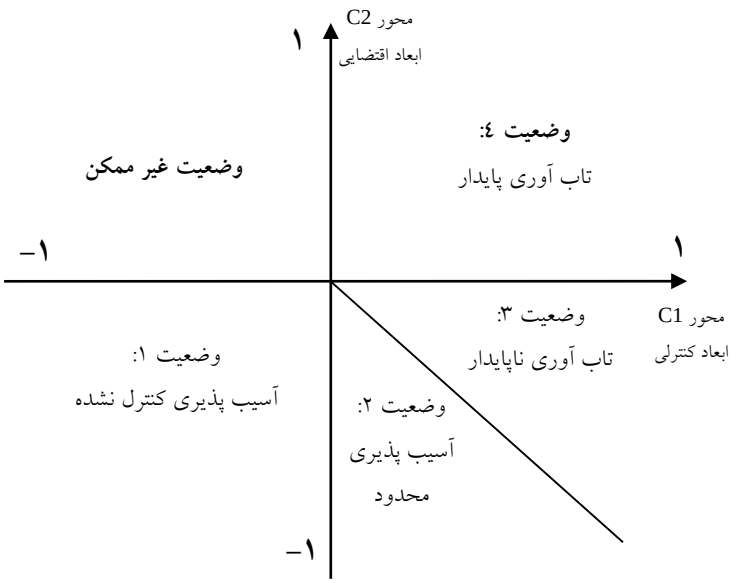


مأخذ: یافته های پژوهش

شکل ۳: شاخص NVRI محاسبه شده برای کشورهای گروه یک و دو در دوره ۲۰۲۰ – ۲۰۱۷

نتایج تحقیق، نشان می دهد که کشورهای گروه یک (G7) نسبت به کشورهای گروه دو (MENA) از نظر شاخص های آسیب پذیری و تاب آوری و شاخص خالص NVRI، وضعیت بهتری دارند. نتایج تحقیق برای گروه یک، نشان می دهد که در سال ۲۰۲۰، کشور ایالات متحده آمریکا، تاب آورترین (NVRI = 0.482) و کشور ایتالیا، آسیب پذیرترین (NVRI = 0.117) است. در سال ۲۰۱۹، کشور ایالات متحده آمریکا، تاب آورترین (NVRI = 0.506) و کشور ایتالیا، آسیب پذیرترین (NVRI = 0.118) بوده است. در سال ۲۰۱۸، کشور ایالات متحده آمریکا، تاب آورترین (NVRI = 0.535) و کشور ایتالیا، آسیب پذیرترین (NVRI = 0.109) بوده است. در سال ۲۰۱۷، کشور ژاپن، تاب آورترین (NVRI = 0.466) و کشور ایتالیا، آسیب پذیرترین (NVRI = 0.092) بوده است.

در میان کشورهای گروه دو نیز نتایج به این قرار است؛ در سال ۲۰۲۰، کشور امارات متحده عربی، تاب آورترین (NVRI = 0.329) و کشور عراق، آسیب پذیرترین (NVRI = -0.484) است. در سال ۲۰۱۹، کشور امارات متحده عربی، تاب آورترین (NVRI = 0.334) و کشور عراق، آسیب پذیرترین (NVRI = -0.438) است. در سال ۲۰۱۸، کشور فلسطین اشغالی، تاب آورترین (NVRI = 0.286) و کشور عراق، آسیب پذیرترین (NVRI = -0.473) است. در سال ۲۰۱۷، کشور فلسطین اشغالی، تاب آورترین (NVRI = 0.328) و کشور عراق، آسیب پذیرترین (NVRI = -0.498) است.



مأخذ: باتیس و همکاران، ۲۰۱۵

شکل ۴: شاخص آسیب پذیری – تاب آوری خالص باتیس

برای درک بهتر شاخص NVRI، نموداری ترسیم می شود که بتواند وضعیت تاب آوری و آسیب پذیری اقتصادی را در ابعاد مختلف، به وضوح بیان کند. با توجه به شاخص NVRI، چهار وضعیت برای هر کشور متصور است. شکل ۴، چهار وضعیت مذکور را تحت عنوان «آسیب پذیری کنترل نشده، آسیب پذیری محدود، تاب آوری ناپایدار و تاب آوری پایدار» نمایش می دهد. در این شکل C1 مقدار کل NVRI بر حسب ابعاد حکمرانی و اقتصادی (ابعاد کنترلی) و C2 مقدار کل NVRI بر حسب ابعاد اجتماعی، زیست محیطی و پیرامونی (ابعاد اقتضایی) می باشد. همان طور که گفته شد، نظریه گراف، بیان می کند که ابعاد کنترلی بر ابعاد اقتضایی تأثیر می گذارند، بنابراین C1 و C2 را می توان بر روی محورهای X و Y نمایش داد. $(Y = f(X))$

وضعیت های نشان داده شده در شکل ۴، به قرار زیر می باشد:

وضعیت غیر ممکن

$C1 < 0$ و $C2 > 0$

$C1 < 0$: در ابعاد کنترلی (بعد حکمرانی و بعد اقتصادی) مقدار خالص شاخص (NVRI) منفی است، پس نشان دهندۀ تاب آوری پایین و آسیب پذیری بالا در ابعاد کنترلی می باشد (آسیب پذیری خالص).

$C2 > 0$: در ابعاد اقتضایی (بعد اجتماعی، بعد زیست محیطی و بعد پیرامونی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) مثبت است، پس نشان دهندۀ تاب آوری بالا و آسیب پذیری پایین در ابعاد اقتضایی می باشد (تاب آوری خالص).

چنین حالتی غیرممکن است، زیرا ابعاد کنترلی بر ابعاد اقتضایی تأثیر مستقیم می گذارند و وقتی در ابعاد کنترلی آسیب پذیری بیشتر از تاب آوری است، نمی تواند به بالا بودن تاب آوری نسبت به آسیب پذیری در ابعاد اقتضایی منجر شود.

وضعیت ۱: آسیب پذیری کنترل نشده

$C1 < 0$ و $C2 < 0 \implies \text{NVRI} < 0$

$C1 < 0$: در ابعاد کنترلی (بعد حکمرانی و بعد اقتصادی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) منفی است، پس نشان دهندۀ تاب آوری پایین و آسیب پذیری بالا در ابعاد کنترلی می باشد (آسیب پذیری خالص).

$C2 < 0$: در ابعاد اقتضایی (بعد اجتماعی، بعد زیست محیطی و بعد پیرامونی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) منفی است، پس نشان دهندۀ تاب آوری پایین و آسیب پذیری بالا در ابعاد اقتضایی می باشد (آسیب پذیری خالص).

وضعیت ۲: آسیب پذیری محدود

$C1 > 0$ و $C2 < 0$ و $|C1| < |C2| \implies \text{NVRI} < 0$

$C1 > 0$: در ابعاد کنترلی (بعد حکمرانی و بعد اقتصادی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) مثبت است، پس نشان دهندۀ تاب آوری بالا و آسیب پذیری پایین در ابعاد کنترلی می باشد (تاب آوری خالص).

$C2 < 0$: در ابعاد اقتضایی (بعد اجتماعی، بعد زیست محیطی و بعد پیرامونی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) منفی است، پس نشان دهندهٔ تاب آوری پایین و آسیب پذیری بالا در ابعاد اقتضایی می باشد (آسیب پذیری خالص).

وضعیت ۳: تاب آوری ناپایدار

$$C1 > 0 \text{ و } C2 < 0 \text{ و } |C1| > |C2| \Longrightarrow \text{NVRI} > 0$$

$C1 > 0$: در ابعاد کنترلی (بعد حکمرانی و بعد اقتصادی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) مثبت است، پس نشان دهندهٔ تاب آوری بالا و آسیب پذیری پایین در ابعاد کنترلی می باشد (تاب آوری خالص).

$C2 < 0$: در ابعاد اقتضایی (بعد اجتماعی، بعد زیست محیطی و بعد پیرامونی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) منفی است، پس نشان دهندهٔ تاب آوری پایین و آسیب پذیری بالا در ابعاد اقتضایی می باشد (آسیب پذیری خالص).

وضعیت ۴: تاب آوری پایدار

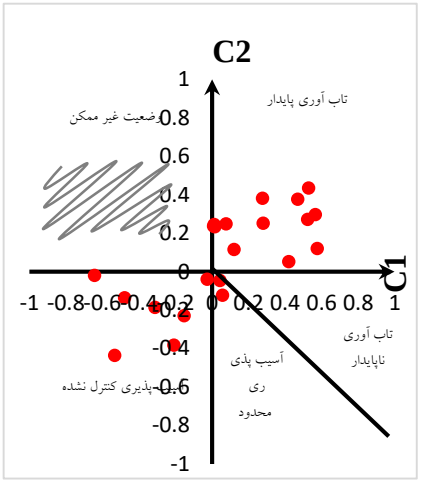
$$C1 > 0 \text{ و } C2 > 0 \Longrightarrow \text{NVRI} > 0$$

$C1 > 0$: در ابعاد کنترلی (بعد حکمرانی و بعد اقتصادی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) مثبت است، پس نشان دهندهٔ تاب آوری بالا و آسیب پذیری پایین در ابعاد کنترلی می باشد (تاب آوری خالص).

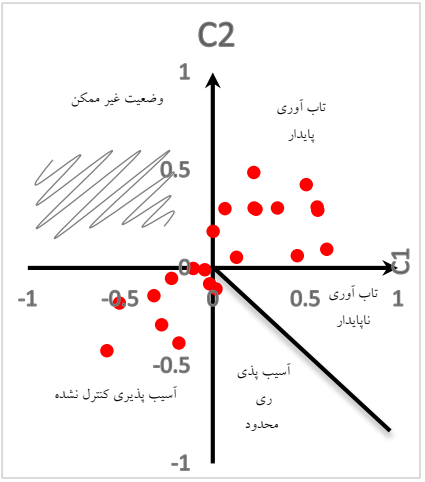
$C2 > 0$: در ابعاد اقتضایی (بعد اجتماعی، بعد زیست محیطی و بعد پیرامونی)، مقدار خالص شاخص (NVRI) مثبت است، پس نشان دهنده ی تاب آوری بالا و آسیب پذیری پایین در ابعاد اقتضایی می باشد (تاب آوری خالص).

وضعیت آسیب پذیری کنترل نشده به دلیل گزینه های نامناسب سیاست های عمومی (سیاست هایی مانند استراتژی ضعیف اقتصادی، حکمرانی نامناسب به دلیل بی ثباتی سیاسی، و ضعف در حاکمیت قانون) که به شکل دائمی دنبال می شوند، شکل می گیرد. آسیب پذیری مهار شده، کشورهایی را نشان می دهد که به سمت انتخاب های سیاستی مناسب حرکت کرده اند، گرچه این کشورها هنوز نتوانسته اند عوامل عملکردی منفی موجود در ابعاد اقتضایی را متعادل نمایند.

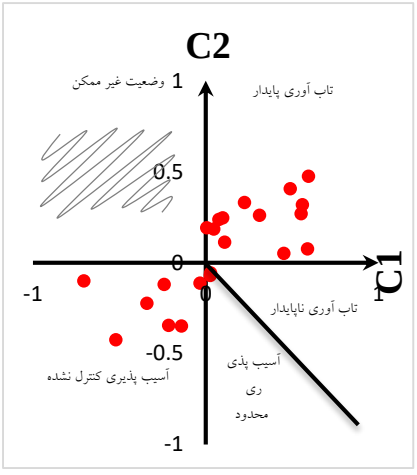
تاب آوری ناپایدار، وضعیتی را توصیف می کند که در آن، یک کشور، به تازگی عملکردهای اقتصادی و حاکمیتی را بهبود داده ولی در کنار آن، به سختی می تواند عوامل مؤثر بر آسیب پذیری را مدیریت نماید (به طور خاص، توانایی حفظ منابع طبیعی یا مدیریت ضعیف مربوط به بعد پیرامونی). وضعیت تاب آوری پایدار، وضعیت ایده آلی را نشان می دهد که ظرفیت های تاب آوری یک کشور، به طور قابل توجهی می تواند عوامل ایجاد آسیب پذیری را کنترل نماید. در جدول ۲، به تقسیم بندی کشورهای مورد بررسی در تحقیق حاضر بر اساس شاخص باتیس پرداخته شده است، و شکل ۵، موقعیت مکانی هر کشور را در وضعیت مرتبط نشان می دهد.



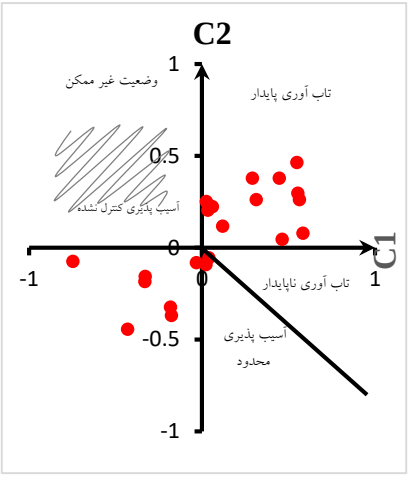
۲۰۲۰



۲۰۱۹



۲۰۱۸



۲۰۱۷

مأخذ: یافته های پژوهش

شکل ۵: وضعیت توزیع کشورها در وضعیت چهارگانه تحقیق با توجه به شاخص NVRI

جدول ۲: تقسیم بندی کشورها بر اساس شاخص ترکیبی الگوی باتیس

آسیب پذیری کنترل نشده[1] $C1<0$ و $C2<0$				آسیب پذیری محدود[2] $C1>0$ و $C2<0$			
۲۰۲۰	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷	۲۰۲۰	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷
الجزیره جیبوتی مصر ایران عراق لبنان مراکش	الجزیره جیبوتی مصر ایران عراق لبنان مراکش	الجزیره جیبوتی مصر ایران عراق لبنان مراکش	الجزیره جیبوتی مصر ایران عراق لبنان مراکش اردن عربستان				
تاب آوری ناپایدار[3] $C1>0$ و $C2<0$				**تاب آوری پایدار[4] $C1>0$ و $C2>0$**			
۲۰۲۰	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷	۲۰۲۰	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷
اردن تونس	اردن تونس	اردن تونس	تونس	بحرین کانادا فرانسه آلمان فلسطین اشغالی ژاپن کویت عمان عربستان بریتانیا امارات آمریکا	بحرین کانادا فرانسه آلمان فلسطین اشغالی ژاپن کویت عمان عربستان بریتانیا امارات آمریکا	بحرین کانادا فرانسه آلمان فلسطین اشغالی ژاپن کویت عمان عربستان بریتانیا امارات آمریکا	بحرین کانادا فرانسه آلمان فلسطین اشغالی ژاپن کویت عمان بریتانیا امارات آمریکا

مأخذ: یافته های پژوهش

1. Uncontrolled Vulnerability
2. Contained Vulnerability
3. Unstable Resilience
4. Stable Resilience

نتایج تحقیق، نشان می دهد که کشورهای گروه یک (گروه G7) در وضعیت تاب آوری پایدار قرار گرفته اند. بدین معنا که NVRI در ابعاد کنترلی و اقتضایی این کشورها مثبت است و بنابراین، در این کشورها، تاب آوری از آسیب پذیری پیشی گرفته است. در گروه تاب آوری پایدار، نام چند کشور از گروه دو نیز دیده می شود. کشورهای عمان، کویت، عربستان، امارات، فلسطین اشغالی و بحرین، دارای شاخص NVRI مثبت هستند ولی نتایج نشان می دهد که شاخص NVRI در اکثر این کشورها، کمی از صفر بزرگ تر می باشد. ویژگی اصلی کشورهای مذکور (غیراز امارات متحده عربی و فلسطین اشغالی)، این است که تعادل بین تاب آوری در ابعاد اقتضایی و آسیب پذیری در ابعاد کنترلی به شکلی است که مقدار شاخص خالص آسیب پذیری و تاب آوری (NVRI)، به صفر نزدیک می شود.

نقطه قوت اصلی کشورهای گروه دو که در گروه تاب آوری پایدار قراردارند، در بعد پیرامونی و نحوه تعامل این کشورها با اقتصاد جهانی، متمرکز شده است. در بین این کشورها، امارات و فلسطین اشغالی، از وضعیت مناسب تری برخوردار هستند. کشورهای عمان، کویت، عربستان و بحرین در ابعاد کنترلی، بسیار ضعیف تر عمل کرده اند. به طور ویژه، شاخص های بعد حکمرانی و شاخص NVRI در بعد حکمرانی در اغلب موارد، منفی بوده، و تنها دو کشور فلسطین اشغالی و امارات در بعد حکمرانی، وضعیت خوبی داشته اند و میانگین شاخص NVRI در بعد حکمرانی در طول دوره برای این دو کشور، حدود ۰/۴۵ است.

کشورهای گروه دو (عضو MENA)، عمدتاً در گروه آسیب پذیری خالص و کنترل نشده هستند. بعد حکمرانی و پس از آن، بعد اقتصادی، عوامل مهم آسیب پذیری کشورهای عضو MENA می باشد. میانگین شاخص NVRI در بعد حکمرانی و در دوره چهار ساله برای کشورهایی که در وضعیت آسیب پذیری کنترل نشده قرار دارند، ۰/۴۱- می باشد. میانگین شاخص NVRI در بعد اقتصادی و در دوره چهار ساله برای این کشورها ۰/۰۱- می باشد. بنابراین، نقطه ضعف اصلی این کشورها در بعد حکمرانی قرار دارد. این کشورها با تمرکز بر بعد حکمرانی، می توانند شرایط شاخص را به طور واضحی بهبود بخشند.

تحلیل زمانی شاخص NVRI برای کشورهای منتخب، نشان می دهد عمده کشورهایی که در گروه تاب آوری پایدار قرار گرفته اند، در طول دوره مورد بررسی، تغییر وضعیت نداشته اند. تنها استثنا کشور عربستان است که در سال ۲۰۱۷ در وضعیت آسیب پذیری کنترل نشده قرار داشته و در سال های بعد، به وضعیت تاب آوری پایدار انتقال پیدا کرده است. همچنین کشور اردن در سال ۲۰۱۷ در وضعیت آسیب پذیری کنترل نشده (شاخص منفی در همه ابعاد)، قرار داشته است و از سال ۲۰۱۸ به بعد، به وضعیت تاب آوری ناپایدار (شاخص منفی در ابعاد اقتضایی و شاخص مثبت در

ابعاد کنترلی)، انتقال یافته است. بدین ترتیب، وضعیت سایر کشورها در طول دوره مورد بررسی، تغییری نکرده است.

کشور ایران نیز در طول سال های ۲۰۲۰-۲۰۱۷ در وضعیت آسیب پذیری کنترل نشده قرار دارد؛ بدین معنا که مقدار شاخص خالص آسیب پذیری و تاب آوری (NVRI) در ابعاد کنترلی (شامل بعد حکمرانی و بعد اقتصادی) و ابعاد اقتضایی (شامل بعد زیست محیطی، بعد اجتماعی و بعد پیرامونی)، در این دوره ۴ ساله منفی بوده است.

همان طور که انتظار می رود، هیچ کشوری در ناحیه غیرممکن قرار نمی گیرد. بنابراین، به صورت تجربی نیز این مسأله تأیید می شود که اگر کشوری در ابعاد کنترلی (بعد اقتصادی و بعد حکمرانی)، تاب آور نباشد، حتماً در ابعاد اقتضایی (بعد اجتماعی، بعد زیست محیطی و بعد پیرامونی) نیز تاب آور نخواهد بود؛ چراکه ابعاد اقتضایی به صورت مستقیم تحت تأثیر ابعاد حکمرانی قرار دارند. به دست آوردن این نتیجه، مهر تأییدی بر تفکیک ابعاد توسعه پایدار به ابعاد کنترلی و ابعاد اقتضایی می باشد.

بررسی مورد خاص اقتصاد ایران، نشان می دهد که نقطه ضعف ایران در دورهٔ مورد بررسی، ناشی از ابعاد کنترلی و به عبارت دیگر، ابعاد اقتصادی و حکمرانی بوده است، در حالی که ابعاد مشروط یا ابعاد اجتماعی، زیست محیطی و پیرامونی در این سال‌ها، وضعیت بهتری را تجربه کرده‌اند (با ذکر این نکته که مقدار شاخص در همه ابعاد منفی بوده است). بدین ترتیب و با مشخص شدن نقطه ضعف اقتصاد ایران، می‌توان گفت برای برطرف شدن مشکلات باید در درجه اول بر روی ابعاد حکمرانی و اقتصادی تمرکز نمود. در ادامه و با مقایسهٔ درون ابعاد کنترلی، مشخص می‌شود که وضعیت بعد حکمرانی بدتر از بعد اقتصادی بوده است و حتی زمانی که تحریم های ظالمانه شدت پیدا کرده اند، وضعیت بعد حکمرانی، به مراتب بدتر از بعد اقتصادی شده است و بنابراین، درمان مشکلات مربوط به ایران را باید در داخل کشور جستجو نمود.

تجزیه و تحلیل شاخص NVRI، نقاط قوت و ضعف کشورهای گروه MENA و G7 را با رویکرد توسعه پایدار مورد بررسی قرار می دهد و به سیاست گذاران کشورهای ضعیف تر کمک می کند تا با بهره و الگو گیری از کشورهایی که وضعیت VR مناسب تری دارند، به پیشنهادات راهبردی برای بهبود اوضاع دست پیدا کنند. هدف از کمی سازی وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری، دستیابی به رشد پایدار و فراگیر مطابق با برنامه های بین المللی است.

۵. نتیجه گیری

تحقیق حاضر، ۴۳ متغیر اولیه را به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری اقتصاد، با توجه به ابعاد توسعه پایدار (اقتصادی، حکمرانی، اجتماعی، زیست محیطی و پیرامونی)، معرفی می نماید.

پس از محاسبه شاخص های مرتبط با تاب آوری و آسیب پذیری، شاخص خالص آسیب پذیری و تاب آوری (NVRI)، به صورت تفاضل این دو شاخص تعریف می گردد. شاخص NVRI به جهت سیاست‌گذاری و تعیین اولویت‌های تصمیم‌گیری در ایجاد تاب‌آوری، مورد استفاده قرار می گیرد و می تواند با اتکا به مفاهیم آسیب‌پذیری و تاب‌آوری، به شکل صریحی دلایل ایجاد وضعیت VR را مشخص نماید و باعث کم شدن خطا در سیاست‌های اقتصادی شود. البته هیچگاه نمی توان اقتصاد کشوری را به طور مداوم آسیب پذیر یا تاب آور قلمداد کرد، بلکه با اتخاذ سیاست های متفاوت، وضعیت هر کشور امکان بهتر یا بدتر شدن را دارد.

با توجه به نتایج تحقیق و بررسی وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری اقتصادی در دو گروه کشور، شامل گروه G7 و کشورهای MENA ، مشخص گردید که در دوره چهار ساله ۲۰۲۰-۲۰۱۷، مشکل اصلی کشورهایی که در وضعیت نامناسب تری قرار دارند، در ابعاد کنترلی بویژه بعد حکمرانی قرار دارد.

بعد حکمرانی، ریشه در شرایط درونی یک حکومت دارد. حکمرانی خوب، دارای ویژگی هایی از جمله پاسخ گویی دولت و حق اظهار نظر قائل شدن برای شهروندان، قانون مداری و حاکمیت قانون، اثربخشی دولت و ... می باشد. حکمرانی در ذات خود، تعامل بین دولت و شهروندان را نشان می دهد و بنابراین حکمرانی خوب، به معنای ساختار دموکراتیک، کارآمد، پاسخ گو به همراه حاکمیت قانون و نبود فساد و ارائه مدیریت باکیفیت در جامعه است. بانک جهانی شش زیرشاخص برای حکمرانی خوب در نظر گرفته است و آمار مربوط را به صورت سالانه منتشر می نماید. در این راستا، نمره هر کشور بین ۲/۵- و ۲/۵+ قرار می گیرد. زیرشاخص های حکمرانی جهانی، با توجه به تأثیرگذاری بر آسیب پذیری و تاب آوری اقتصاد، عبارتند از:

۱- **زیرشاخص پاسخ گویی و حق اظهار نظر** (مؤثر بر تاب آوری اقتصادی)

۲- **زیرشاخص ثبات سیاسی و خشونت** (مؤثر بر تاب آوری اقتصادی)

۳- **زیرشاخص اثربخشی دولت** (مؤثر بر آسیب پذیری اقتصادی)

۴- **زیرشاخص کیفیت تنظیم کنندگی** (مؤثر بر تاب آوری اقتصادی)

۵- **زیرشاخص حاکمیت قانون** (مؤثر بر تاب آوری اقتصادی)

۶- **زیرشاخص کنترل فساد** (مؤثر بر آسیب پذیری اقتصادی)

با توجه به اینکه در پژوهش حاضر، بعد حکمرانی به عنوان عامل اصلی آسیب پذیری در کشورهای گروه دو (MENA) معرفی می شود، ضروری است که اصلاحات قابل توجهی در نظام حکمرانی این کشورها برای بهبود وضعیت آسیب پذیری و تاب آوری صورت پذیرد. بنابراین به عنوان توصیه سیاستی

و بر اساس نتایج تحقیق و به جهت بالا بردن تاب آوری و کم کردن آسیب پذیری در بعد حکمرانی، پیشنهادات زیر ارائه می گردد:

- ثبات دولت و عملکرد سیاسی دولت، کاهش تنش های قومی و سیاست های قابل پیش بینی (در اقتصاد) برای بهبود **شاخص ثبات سیاسی و عدم خشونت** (چنین اقدامی می تواند به افزایش سرمایه گذاری بخش خصوصی و بهتر شدن وضعیت بعد اقتصادی نیز منجر گردد)؛
- ایجاد نظام حقوقی سالم و عادلانه، قوه قضاییه مستقل و عملکرد مناسب نیروی انتظامی و ایجاد پناهگاهی برای همه گروه های اجتماعی برای بهبود **شاخص حاکمیت قانون**؛
- بالابردن مشارکت شهروندان در انتخابات، حمایت از آزادی احزاب و تشکل ها و آزادی رسانه های جمعی، پذیرش و کمک به ایجاد فضای گفتگو، نقد و نظارت همگانی برای انجمن‌های علمی، دانشگاه‌ها، نهادهای مدنی و تشکل‌های فراگیرِ بویژه تخصصی و رسانه‌های مستقل برای بهبود **شاخص پاسخ گویی و حق اظهار نظر**؛
- بالابردن کیفیت خدمات عمومی، خدمات شهروندی و استقلال این خدمات از فشارهای سیاسی به جهت بهبود **شاخص اثربخشی دولت**؛
- استفاده از ابزارهای حمایتی بخش خصوصی مانند سیستم حق ثبت و اعطای اعتبارات مالیاتی جهت حمایت از بخش خصوصی و گسترش فعالیت های آن و ایجاد فضای رقابت در میان کوشندگان و صاحبان کسب‌وکار بخش خصوصی و پرهیز جدی از دامن زدن به انحصار دولتی یا شرایط امنیتی در بازارهای اقتصادی برای بهبود **شاخص کیفیت تنظیم کنندگی**؛
- عدم استفاده از قدرت عمومی و دولت در منافع شخصی و خصوصی برای بهبود **شاخص کنترل فساد**.

References

Abounoori, E., & Lajevardi, H. (2017). "Estimating Composite Vulnerability and Resilience Index of Iranian Economy". Journal of Economics and Modeling, 7(28): 1-29.

Altimari, A, Balzano, S., & Zezza, G. (2018). "Measuring Economic Vulnerability a Structural Equation Modeling Approach". Creativity and Motivation Economic Research Series, University of Cassino & Sotern Lazio, Department of Economics and Law: 1-28.

Amiri, H., Pirdadeh Beyranvand, M., Norouzi Amogin, F., & Alizadeh, Sh. (2018). "Estimation Vulnerability and Resilience Indicators in Iran Economy". Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies, 6(3): 434-455.

Angeon, V., & Bates, S. (2015). "Reviewing Composite Vulnerability and Resilience Indexes: A Sustainable Approach and Application". World Development, Vol. 72: 140-162.

Azizi, Z., & Khorsandi, M. (2016). "The Investigation of Good Governance Effects on Economic Vulnerability: An Inter-country Approach". Iranian Economic Development Analyses, 4(3): 129-150.

Bakhtiari, S., & Sajjadieh, F. (2018). "Theoretical and Empirical Analysis of Economic Resilience Index". Iranian Journal of Economic Studies. Vol 7, Issue 1: 41-53.

Bates, S., Angeon, V., & Ainouche, A. (2014). "The Pentagon of Vulnerability and Resilience: A Methodological Proposal in Development Economics by Using Graph Theory". Economic Modelling, 42: 445-453.

Bondy, J. A., & Murty, U. S. R. (1976). *Graph Theory with Application. U.S.A.* Elsevier Science Publishing Co. Inc: 1-270.

Boorman, J., Fajgenbaum, J., Ferhani, H., Bhaskaran, M., Arnold, D., & Kohli, H. A. (2013). "The Centennial Resilience Index: Measuring Countries Resilience to Shock". Global Journal of Emerging Market Economies, 5(2): 57-98.

Briguglio, L. (1995). "Small Island States and Their Economic Vulnerabilities". World Development, 23(9): 1615-1632.

Briguglio, L., & Galea, W. (2003). "Updating and Augmenting the Economic Vulnerability Index". Occasional paper, Islands and Small States Institute of the University of Malta: 1-15.

Briguglio, L., & Cordina, G. (2008). "Economic Vulnerability & Resilience: Concepts & Measurements". World Institute for Development Economics Research, 55: 1-22.

Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N., & Vella, S. (2009). "Economic Vulnerability and Resilience: Concepts and Measurements". Oxford Development Studies, 37: 229–247.

Briguglio (2014). A vulnerability and resilience framework for small states. Report prepared for the Commonwealth Secretariat.

Briguglio, L. (2016). "Exposure to External Shocks and Economic Resilience of Countries: Evidence from Global Indicators". Journal of Economic Studies, 43(6), 1057-1078.

Dahlhaus, T., & Lam, A. (2018). "Assessing Vulnerabilities in Emerging-Market Economies". Bank of Canada Staff Discussion Paper, No 3: 1-26.

Davydov, D. M., Stewart, R., Ritchie, K., & Chaudieu, I. (2010). "Resilience and Mental Health". Clinical Psychology Review, 30(5): 479-495

Dercon, S., & Shapiro, J. S. (2007). "Moving on, Staying Behind, Getting Lost: Lessons on Poverty Mobility from Longitudinal Data". Global Poverty Research Group: 1-50.

Ghiasvand, A., & Abdolshah, F. (2015). "The Concept and Measurement of Economic Resilience". Economics Research, 15(59): 161-187.

Golverdi, M. (2018). "National Resilience: Literature Review". Strategic Studies of Public Policy, 7(25): 293-310.

Guillaumont, P. (2010). "Assessing the Economic Vulnerability of Small Island Developing States and the Least Developed Countries". Journal of Development Studies, 46: 828-854.

Guillaumont, P. (2011). "Assessing the Economic Vulnerability of Small Island Developing States and Least Developed Countries". The Journal of Development Studies, Taylor & Francis (Routledge), 46(05): 1-38.

Guillaumont, P. (2017). *Vulnerability and Resilience: A Conceptual Framework for Bhutan*. chapter 2 in Bhutan - New pathways to growth, Sabyasachi Mitra and Hoe Yun Jeong (eds), foreword by Dasho Tshering Togbay, Oxford University Press: 25-115.

Hidayat, Y., & Purwandari, T. S. S. (2021). "Identifying Unwanted Conditions through Chaotic Area Determination in the Context of Indonesia's Economic Resilience at the City Level". MDPI, Sustainability, Vol 13, Issue 9. 10.3390/su13095183.

ICT Data and Statistics Division Telecommunication Development Bureau International Telecommunication Union. (2019). The ICT Development Index (IDI) Methodology, indicators and definitions.

Kaufmann, D., & Mastruzzi, M. (2008). *Governance Matters VII: Aggregate and Individual Governance Indicators*. The World Bank: 1-93.

Klei,. Richard J., Nicholls, Robert J., & Thomalla, Frank. (2004). "Resilience to Natural Hazards: How Useful is this Concept?". Environmental Hazards, 5(1-2): 35-45.

Kubitschek. A. B, Jaskiewicz. K, Linakis. L., & McGirr. L. (2013). *A Framework for Analyzing Resilience in Fragile and Conflict-Affected Situations*. Columbia University SIPA: 1-59.

Martin, R. (2012). "Regional Economic Resilience, Hysteresis and Recessionary Shocks". Journal of Economic Geography, 12(1): 1-32.

Naimzada, A. K., Stefani, S., & Torriero, A. (2009). *Networks, Topology and Dynamics: Theory and Applications to Economics and Social Systems*. Springer-Verlag, Berlin Heidelberg: 127-142.

Pereira, E.E., & Steenge, A.E. (2022). "Vulnerability and Resilience in the Caribbean Island States; The Role of Connectivity". Netw. Spat Econ., 22: 515-540.

Pourasghar Sangachin, F., Salehi, E., & Dinarvandi, M. (2012). "Measurement of the Development Level of Iran's Provinces with Factor Analysis Approach". Town and Country Planning, 4(7): 5-26.

Ram, J., Cotton, J. J., & Frederick, R. (2019). "Measuring Vulnerability: A Multidimensional Vulnerability Index for the Caribbean". CDB Working Paper, No. 01: 1-55.

Rose, Adam. (2004). "Defining and Measuring Economic Resilience to Disasters". Prevention and Management: An International Journal, 13(4): 307-314.

Roze, Adam. (2009). Economic Resilience to Disasters. Community & Regional Resilience Institute, Report 8.

Singh, R. K., & Murty, H. R. (2009). "An Overview of Sustainability Assessment Methodologies". Ecological Indicaators. No 9: 189-212.

Tarjan, R. (1972). "Depth-First Search and Linear Graph Algorithms". SIAM J. Comput, 1: 146-160.

USAID. (2013). A Framework for Analyzing Resilience In Fragile and Conflict-Affected Situations.

Vosoughi, A. (2018). "The Impact of Vulnerability and Economic Resilience on Volatilities of GDP Per Capita; A Cross Country Study". Economics Research, 18(70): 265-291.

World Economic Forum. (2019). The Global Risks, Report 2019. Published by the World Economic Forum.

Zaman, G., & Vasile, V. (2014). "Conceptual Framework of Economic Resilience and Vulnerability, at National and Regional Levels". Romanian Journal of Economics, Institute of National Economy, 39: 1-14.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P: 219-247

Comprehensive Combined Index of Vulnerability and Resilience in Selected Countries (G7 and MENA); Graph Theory Approach

Mozhgan Moallemi[1]
Yegane Moosavi Jahromi[2]
Alireza Sharif Moghadasi[3]
Maryam Ramezani[4]

Received: 2022-11-23 Accepted: 2022-12-13

Aim and Introduction

Internal and external economic crises and shocks are inevitable in different countries. Many countries are unable to resist economic crises and witnessed undesirable economic events. On the other hand, some countries are highly resilient to domestic and foreign economic crises. The single-product countries are more vulnerable to economic crises than other countries. Resilience of the economy can help move the economy towards sustainable development.

Sustainable development is a development that meets the current human needs without harming the capabilities of the future generations to meet their needs. For sustainable development, four dimensions including governance, economic, environmental and social dimensions are considered. Analyzing the growth history of countries reveals the fact that international trade has been the engine of economic prosperity and expansion of most advanced and developing societies. In order to achieve sustainable development, it is necessary to have trade relations with other countries of the world.

Also, the country's distance from international trade centers due to specific geographical and political conditions will be an obstacle to the development of the economy. In this way, the peripheral dimension is proposed as the fifth dimension of sustainable development to show the political and geographical isolation of the country. In this article, first, the dimensions of sustainable development and its subgroup variables are determined. Then the impact of sustainable development dimensions on the state of economic vulnerability and resilience of different countries are analyzed. The statistical sample includes two groups of countries including G7 member countries and MENA countries. This study investigates the state of vulnerability and resilience (VR) of these two groups during 2017-2020.

1. Assistant Professor of Economics, Payame Noor University, (Corresponding Author), E-mail: moallemi_m@pnu.ac.ir
2. Professor of Economics, Payame Noor University, E-mail: mosavi@pnu.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, Payame Noor University, E-mail: a.sharifmoghaddasi@pnu.ac.ir
4. Instructor of Economics, Payame Noor University, E-mail: ramezaniy.m@pnu.ac.ir

Methodology

In this article, Graph theory and Tarjan's algorithm are used to analyze the relationships within the network of variables influencing sustainable development and to examine the relationship between these variables and economic vulnerability and resilience. Tarjan's algorithm is looking for a strongly connected graph that can identify the fundamental variables affecting economic vulnerability and resilience and finally determine the maximal graph. The final output of Tarjan's algorithm is n* variables for measuring VR. Tarjan's algorithm divides the variables into two general parts; The first group of variables that causes vulnerability and resilience and the second group of variables that is created as a result of resilience and vulnerability. The initial set of variables in the dimensions of sustainable development includes economic, social, environmental, governance and peripheral dimensions. After identifying the relationships between the 43 variables presented, a graph is drawn that expresses the relationships between the desired variables.

Findings

The results of the algorithm reveal the fact that the resilience of the model is due to the economic and governance dimensions. If the "economic" or the "governance" dimension are specifically removed, the capacity of the directed graph which is resilient to the strongly connected feature will definitely be lost. Since governance and economic dimensions directly affect other dimensions, they are called as control dimensions. On the other hand, social, environmental and peripheral dimensions are considered as contingent dimensions.

Therefore, contingent dimensions are directly dependent and influenced by control dimensions. In this research, the Net Vulnerability and Resilience Index (NVRI) is separated in all dimensions and calculated in the range of -1 and 1. The NVRI time series is shown during the period and based on the sample countries. The results indicate that in all periods, the status of the NVRI index of the G7 countries was better than the MENA countries, and all the G7 members had resilient economies.

Discussion and Conclusion

According to the index calculations, the countries are classified into four states of uncontrolled vulnerable, limited vulnerable, unstable resilient and sustainable resilient. The G7 countries are sustainable and resilient, which means that in these countries, resilience has surpassed vulnerability. The countries of Oman, Kuwait, Saudi Arabia, UAE, Occupied Palestine and Bahrain from the MENA group are also sustainable and resilient.

The main strength of MENA countries, which are in the group of sustainable resilient, is focused on the peripheral dimension and how these countries interact with the global economy. Among these countries, the UAE and occupied Palestine have a more suitable situation. MENA countries are mainly in the pure and uncontrolled vulnerable group. The governance dimension and then the economic dimension are the important factors of the vulnerability of these countries.

The temporal analysis of the index for the selected countries shows that the majority of the countries that are in the sustainable resilient group did not change their situation during the period under review. Iran is an uncontrolled vulnerable during the years 2017-2020, and in all periods, the index in governance and economic dimensions has been negative and vulnerability is more than resilience. The analysis of the NVRI index examines the strengths and weaknesses of MENA and G7 countries with a sustainable development approach. It helps the policymakers to get strategic suggestions to improve the situation in weaker countries by following the example of the countries that have a better VR state. The goal of quantifying the state of vulnerability and resilience is to achieve sustainable and inclusive growth in accordance with international programs.

Keywords: Economic Vulnerability and Resilience, Sustainable Development, Graph Theory, Tarjan Algorithm, Composite Index
JEL Classification: C02, C60, O10

نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و سوم، شماره دوم، تابستان ۱۴۰۲، ص: ۲۷۴-۲۴۹

ارزیابی آثار تغییرات اقلیم بر گسترش ناامنی غذایی با تأکید بر نقش مدیریت منابع آب در دشت همدان- بهار

شیوا سلطانی[۱]
سید حبیب‌الله موسوی[۲]
صادق خلیلیان[۳]
حامد نجفی علمدارلو[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۶/۵ **تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۱/۶/۲۸

چکیده

وقوع تغییرات اقلیم، از طریق ایجاد تغییر در عرضه و قیمت محصولات کشاورزی، مازاد اقتصادی تولیدکنندگان این بخش را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد. این اثرات در حالی است که بر اساس مطالعات پیشین، تغییرات اقلیم در دهه‌های آتی، پدیده‌ای مشهود در اغلب دشت‌های ایران خواهد بود؛ که تبعات منفی بر منابع آب و در پی آن، بر تولید محصولات کشاورزی و امنیت غذایی خواهد داشت. لذا با توجه به اهمیت تأمین غذا در فرایند توسعهٔ اقتصادی، تأثیرپذیری امنیت غذایی از تغییرات اقلیم و بررسی آثار رفاهی این پدیده در کشورمان، ضروری است. با توجه به این رویکرد، در مطالعهٔ حاضر، آثار بالقوهٔ پیش‌بینی‌های مختلف اقلیمی بر الگوی کشت دشت همدان- بهار، با در نظر گرفتن سال زراعی ۱۳۹۷-۱۳۹۶ به عنوان سال پایه، مورد بررسی قرار گرفت و میزان تأثیرپذیری عملکرد محصولات، منابع آب زیرزمینی، تولید، درآمد و متعاقب آن، امنیت غذایی در بخش کشاورزی این دشت ارزیابی شد. نتایج نشان داد که با در نظر گرفتن رویکردی خوش‌بینانه در پیش‌بینی تغییرات اقلیم، همگام با افزایش برداشت از منابع آب زیرزمینی به میزان ۱۳ درصد، افزایش میانگین قیمت محصولات کشاورزی به میزان ۳۴ درصد و کاهش تولید به میزان ۵ درصد در دورهٔ برنامه‌ریزی ۲۰ سالهٔ تحقیق نسبت به سال پایه، ارزش حال درآمد خالص تولیدکنندگان و شاخص امنیت غذایی در بخش کشاورزی منطقه، به ترتیب، به میزان ۱۷ و ۱۱ درصد کاهش خواهد یافت. با این حال، اتخاذ راهبرد مدیریتی کم‌آبیاری، بهبود امنیت غذایی دشت به میزان ۱۱ تا ۱۵ درصد را در پی خواهد داشت.

واژگان کلیدی: بارش، تولید، آب زیرزمینی، الگوهای پویا، ناامنی غذایی
طبقه‌بندی JEL: Q54, Q25, C61, C46, C33, C22, C02

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس sh.soltani@modares.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسؤول) shamosavi@modares.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس khalil_s@modares.ac.ir
۴. دانشیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس hamed_najafi@modares.ac.ir

مقدمه

نتایج مطالعات جمعیت‌شناسی، گویای آن است که جمعیت جهان از تعداد ۶ میلیارد نفر در سال ۱۹۹۸، با نرخی برابر با ۱/۸ درصد در سال افزایش یافته‌است و این انتظار وجود دارد که تا سال ۲۰۵۰ برابر ۹/۴ میلیارد نفر گردد (سازمان غذا و کشاورزی[1]، ۲۰۲۲). روند فزایندهٔ رشد جمعیت از یک سو و محدودیت منابع تولید محصولات کشاورزی از سویی دیگر، موجب شده است که به‌رغم صنعتی شدن جوامع بشری، ناامنی غذایی در نقاط مختلف جهان و بالاخص در کشورهای در حال توسعه، مشاهده گردد (لیپر و همکاران[2]، ۲۰۱۴).

بر اساس گزارشات موجود، تعداد افراد مواجه با ناامنی شدید غذایی در سطح جهان در سال ۲۰۱۹ برابر ۸۰۶ میلیون نفر برآورد شده است که این رقم در حدود ۱۱ درصد جمعیت کرهٔ زمین را شامل می‌شود (بانک جهانی[3]، ۲۰۲۲). اگر چه شیوع ناامنی غذایی از سال ۱۹۹۰، روندی کاهنده را آغاز نموده، اما میزان پیشرفت جهانی در بهبود بحران مذکور، اندک و دارای فاصله‌ای شایان توجه از اهداف توسعهٔ هزاره است (برونسما[4]، ۲۰۱۷).

بررسی شرایط امنیت غذایی کشور ایران در سال‌های اخیر، نشان می‌دهد که شیوع سوء تغذیه، به عنوان یکی از معیارهای اصلی ناامنی غذایی، از مقدار ۴/۸ درصد در سال ۲۰۰۱ به مقدار ۵/۵ درصد در سال ۲۰۱۹ رسیده است (بانک جهانی، ۲۰۲۲). همچنین درصد جمعیت مواجه با ناامنی غذایی در مناطق شهری و روستایی کشور ایران، از نظر میزان انرژی دریافتی، به ترتیب، برابر ۴۲ و ۳۶ درصد و از نظر میزان پروتئین دریافتی، به ترتیب، برابر ۳۷ و ۳۳ درصد گزارش شده‌است (رضایی‌فر و همکاران[5]، ۲۰۲۲). افزون بر این، بررسی‌های دقیق‌تر نشان از کاهش دسترسی افراد جامعه به مواد ریزمغذی همچون آهن و ویتأمین‌های مختلف در رژیم غذایی افراد دارد. به عبارت دیگر، همگام با رشد ناامنی غذایی در خلال دهه‌های اخیر، لزوم توجه به تغییرات در الگوی غذایی و بهبود کیفیت رژیم غذایی، از جمله چالش‌های پیش رو در بحث امنیت غذایی کشور است (سلطانی و همکاران[6]، ۲۰۲۲).

چهارچوب نظری تحقیق

مفهوم امنیت غذایی، به منظور تشریح وضعیت کل جهان، یک کشور یا منطقه، یک خانوار و یا یک فرد، در رابطه با تأمین انرژی غذایی به کار می‌رود (پاک‌روان و همکاران[7]، ۲۰۱۵). در تبیین این مفهوم، آنچه که بیش از دیگر تعاریف مورد پذیرش جامعهٔ جهانی واقع شده، تعریفی است که در

1. Food and Agriculture Organization (2022)
2. Lipper *et al*. (2014)
3. World Bank (2022)
4. Bruinsma (2017)
5. Rezaeifar *et al*. (2022)
6. Soltani *et al*. (2022)
7. Pakravan *et al*. (2015)

اجلاس جهانی غذا در سال ۱۹۹۶ مطرح گردید. بر این اساس، امنیت غذایی نمایان‌گر شرایطی است که در آن، کلیهٔ آحاد مردم در تمامی ادوار، برای تأمین نیازهای یک زندگی سالم، از نظر فیزیکی و اقتصادی به غذای کافی، سالم و مغذی دسترسی دارند (رضایی‌فر و همکاران[1]، ۲۰۲۲). امنیت غذایی در مقایسه با مفهوم کشاورزی پایدار، از وسعت بیشتری برخوردار است و جهت تحقق آن، لازم است که به منابع تولید غذا، درآمد و معیشت خانوار، نیازهای غذایی افراد، چگونگی توزیع غذا در سرزمین، میزان هدررفت غذا، مشکلات ساختاری جمعیت و همچنین حفاظت و احیای منابع مورد نیاز تولید نیز توجه کافی مبذول گردد (ابوریساد و باچ[2]، ۲۰۱۴).

ارکان اصلی امنیت غذایی را می‌توان شامل: (۱) موجود بودن، (۲) توانایی تهیه و تأمین، (۳) بهره‌برداری و (۴) ثبات در دریافت مواد غذایی برشمرد. موجود بودن غذا، کفایت وجود مواد غذایی در مرزهای ملی یک کشور از طریق تولید داخل و واردات را مورد بحث قرار می‌دهد. بعد تأمین مواد غذایی، بر توانایی خانوارها برای خرید مقدار کافی غذا تمرکز دارد و به بیان دقیق‌تر، دسترسی فیزیکی و اقتصادی افراد به غذای کافی را بررسی می‌نماید. بعد بهره‌برداری از مواد غذایی، میزان جذب ریزمغذی‌ها توسط افراد را مورد بحث قرار می‌دهد و در واقع، تناسب رژیم غذایی افراد با نیازمندی‌های یک زندگی سالم، در این بعد مورد توجه است. در نهایت، در بعد چهارم، جهت تحقق امنیت غذایی، لازم است که غذای سالم و کافی در تمام زمان‌ها در اختیار افراد قرار گیرد و پیامدهای شوک‌های اقتصادی یا بحران‌های اقلیمی نباید در این خصوص ایجاد اخلال نمایند (جوزی و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

اثرگذاری متغیرهای اقلیمی بر تولیدات بخش کشاورزی و امنیت غذایی در مناطق مختلف، یکی از تمایزهای وابسته به اقلیم محسوب می‌شود که فرایند رشد و توسعهٔ درونی بخش کشاورزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (موسوی و همکاران[4]، ۲۰۱۸). این در حالی است که بر اساس مطالعات پیشین، تغییرات اقلیم در دهه‌های آتی، پدیده‌ای مشهود در اغلب دشت‌های ایران خواهد بود و این موضوع تبعات منفی بر منابع آب، تولید محصولات کشاورزی و امنیت غذایی خواهد داشت (سلطانی و همکاران[5]، ۲۰۲۲). لذا با توجه به اهمیت تأمین غذا در فرایند توسعهٔ اقتصادی، تأثیرپذیری امنیت غذایی از تغییرات اقلیم و بررسی آثار رفاهی این پدیده در کشورمان، ضروری است.

بیان مسألهٔ تحقیق

حوضهٔ آبخیز همدان- بهار، با وسعت ۲۴۷۵ کیلومتر مربع واقع در استان همدان، از جمله مناطق کشور است که وقوع تغییرات اقلیم به صورت افزایش دما و کاهش بارندگی در آن، در بسیاری از مطالعات پیشین تأیید شده است (موسوی و همکاران[6]، ۲۰۲۰). اقلیم این دشت، سرد و نیمه خشک

1. Rezaeifar *et al*. (2022)
2. Aborisade & Bach (2014)
3. Jozi *et al*. (2020)
4. Mosavi *et al*. (2018)
5. Soltani *et al*. (2022)
6. Mosavi *et al*. (2020)

با میانگین بلندمدت سالانهٔ دما و بارش تجمعی، به ترتیب، برابر با ۱۱ درجهٔ سانتی‌گراد و ۳۱۲ میلی‌متر است. بر اساس آمار موجود، در حدود ۱۴۴ هزار هکتار از اراضی دشت همدان- بهار در قالب فعالیت‌های زراعی، بهره‌برداری می‌شود که بیش از ۶۸ درصد آن، به تولیدات دیم اختصاص دارد (سازمان جهاد کشاورزی ایران[1]، ۲۰۲۲).

در دهه‌های اخیر، برداشت بی‌رویه از منابع آب زیرزمینی این منطقه افزایش یافته، و لذا ممنوعیت توسعهٔ بهره‌برداری از آب‌های زیرزمینی دشت همدان- بهار از سال ۱۳۷۲، به دلیل منفی شدن بیلان آب، اعمال شده‌است (سازمان آب منطقه‌ای استان همدان[2]، ۲۰۲۲). از این رو، با توجه به شرایط موجود در این دشت از لحاظ تغییرات اقلیم و منابع آب، این انتظار وجود دارد که مقادیر عرضه و قیمت محصولات، سودآوری تولید، مازادهای اقتصادی و متعاقب آن، امنیت غذایی در بخش کشاورزی این منطقه، دستخوش نوسان گردد. لذا به منظور سیاست‌گذاری مؤثر جهت سازگاری با شرایط جدید اقلیمی، برآوردهای صحیحی از تغییرات امنیت غذایی در این دشت که در نتیجهٔ تغییرات اقلیم ایجاد خواهد شد، مورد نیاز است (معززی و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

موضوعات مرتبط با تغییرات اقلیم و امنیت غذایی، در بسیاری از مطالعات پیشین مورد بحث قرار گرفته‌اند که در ادامه، به تفکیک مطالعات داخلی و خارجی ارائه شده است.

پژوهش‌های انجام شده در خارج از کشور

بورلیزی و همکاران[4] (۲۰۱۷)، با بهره‌گیری از اطلاعات درآمد و مخارج خانوارها و محاسبهٔ شاخص امنیت غذایی HCES[5]، مناطق مواجه با ناامنی غذایی در کشور برزیل و نیز میزان آسیب‌پذیری بخش کشاورزی این مناطق در مواجهه با تغییرات اقلیم را شناسایی نمودند.

گوهر و کاشمن[6] (۲۰۱۶)، با استفاده از ترکیب الگوهای اقتصادی و هیدرولوژیکی، نشان دادند که تغییرات اقلیم، آثار منفی بر منابع آب، عرضهٔ محصول، مازاد مصرف‌کنندگان و امنیت غذایی دارد. با این حال، افزایش قیمت محصولات کشاورزی در این شرایط، بسته به نوع محصول و تکنولوژی آبیاری، فرصت کسب منافع بیشتر برای برخی از تولیدکنندگان را فراهم می‌آورد.

بررسی شاخص امنیت غذایی در کشور عمان در مطالعهٔ کاتاگاما و همکاران[7] (۲۰۱۵)، نیز نشان داد که افزایش شدید شاخص قیمت مواد غذایی در سال ۲۰۰۸ در نتیجهٔ تبعات منفی تغییرات اقلیم بر بخش کشاورزی، ناامنی غذایی را در این کشور در پی داشته‌است که افزایش درآمد سرانه و توزیع مناسب آن در میان خانوارها، بهبود شرایط مذکور را موجب خواهد شد.

1. Iran Ministry of Agriculture Jihad (2022)
2. Regional Water Company of Hamadan (2022)
3. Moazzezi *et al*. (2020)
4. Borlizzi *et al*. (2017)
5. Household Consumption Expenditure Surveys
6. Gohar & Cashman (2016)
7. Kotagama *et al*. (2015)

بلومی و همکاران[1] (۲۰۱۴)، به بررسی تأثیر متغیرهای اقلیمی و غیر اقلیمی بر امنیت غذایی در ۱۰ کشور آفریقایی در خلال سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۱ پرداختند و با در نظر گرفتن معیارهایی چون میزان تولید مواد غذایی، نرخ مرگ و میر کودکان زیر پنج سال و امید به زندگی، به عنوان شاخص‌های سنجش امنیت غذایی، دریافتند که تولید ناخالص داخلی سرانه، نرخ تورم، نرخ رشد جمعیت و زمین‌های زیر کشت غلات از جمله عوامل مؤثر بر امنیت غذایی هستند. در بین عوامل اقلیمی نیز، افزایش میزان بارش و دما، به ترتیب، دارای تأثیر مثبت و منفی بر امنیت غذایی بودند.

سانگو[2] (۲۰۱۲)، اذعان داشت که افزایش جهانی قیمت مواد غذایی همگام با تغییرات آب و هوایی در سال ۲۰۱۱، دارای تبعات منفی بر امنیت غذایی کشورهای آفریقایی بوده‌است. نتایج، همچنین نشان داد که به‌رغم کفایت تولید در تأمین نیازهای داخل، ذخیرهٔ محصول و توزیع آن در بین خانوارها، به دلیل محدودیت سیلو ناممکن بوده، که این موضوع، فروش مازاد تولید محصولات با قیمت نازل و کاهش درآمد کشاورزان را در پی داشته‌است.

سودارانتو[3] (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای، سیاست‌های امنیت غذایی همچون کاهش تعرفهٔ واردات محصولات کشاورزی، اعطای یارانهٔ سوخت به مزارع کوچک، ایجاد زیرساخت‌های آبیاری، استفاده از بذرهای پربازده، اختصاص یارانه به نهاده‌های کشاورزی و استفاده از نرخ بهرهٔ یارانه‌ای برای اعتبارات کشاورزی در کشور مالزی را مورد بحث قرار داد و دریافت که استمرار سیاست‌های مذکور، بهبود کمی و کیفی دسترسی خانوارها به مواد غذایی، و در مجموع، بهبود تدریجی شاخص امنیت غذایی در این کشور را در پی داشته است.

نتایج مطالعهٔ وانگ[4] (۲۰۱۰)، در بررسی آثار متغیرهای اقتصادی و اقلیمی بر امنیت غذایی کشور چین در دورهٔ ۲۰۰۷-۱۹۸۵، نیز این موضوع را تأیید می‌کند که افزایش دما و کاهش بارندگی در مقایسه با افزایش قیمت مواد غذایی، تأثیر منفی بیشتری بر امنیت غذایی منطقه داشته‌است.

پژوهش‌های انجام شده در داخل کشور

معززی و همکاران[5] (۲۰۲۰)، ارزیابی آثار تغییرات اقلیم بر بهره‌وری آب و امنیت غذایی در دشت همدان- بهار را در دستور کار خود قرار دادند. نتایج، نشان داد که به موجب افزایش دما، کاهش بارندگی، کاهش عرضهٔ آب و متعاقب آن، کاهش عملکرد اغلب محصولات اساسی و افزایش عملکرد برخی محصولات همچون صیفی‌جات، در بدبینانه‌ترین پیش‌بینی اقلیمی در افق ۲۰۷۰، زیانی به میزان ۴۹۰ میلیارد ریال به کشاورزان منطقه تحمیل خواهد شد.

1. Belloumi *et al*. (2014)
2. Songew (2012)
3. Sudaryanto (2010)
4. Wang (2010)
5. Moazzezi *et al*. (2020)

بنی اسدی و همکاران[1] (۲۰۱۸)، با ارزیابی تغییرات مازاد اقتصادی گندم‌کاران دشت ارزوئیه در نتیجهٔ افت سطح آب زیرزمینی، دریافتند که کاهش رفاه بخش کشاورزی دشت در نتیجهٔ کسری مخزن سفرهٔ آب زیرزمینی، برابر ۱۲۹ میلیارد ریال است که جهت تخفیف یافتن تبعات تغییرات مذکور بر امنیت غذایی دشت، لازم است راهکارهایی همچون خاموشی اجباری موتورپمپ‌ها، کاهش سطح زیرکشت محصولات آب‌بر و افزایش مشارکت کشاورزان در مدیریت منابع آبی منطقه، اندیشیده شود.

نتایج مطالعهٔ پرهیزکاری و یزدانی[2] (۲۰۱۷)، در ارزیابی آثار اقتصادی و هیدرولوژیکی تغییرات اقلیم در حوضهٔ آبخیز خررود واقع در استان قزوین، نشان داد که تغییرات اقلیم به‌صورت کاهش میانگین بارش سالانه تحت سناریوهای ملایم تا شدید، به ترتیب، کاهش ۱۱/۳ تا ۲۳ درصدی در منابع آب، افزایش ۷/۰۸ تا ۱۵/۲۲ درصدی در ارزش اقتصادی آب، کاهش ۵/۱۴ تا ۱۶/۳۹ درصدی در مجموع سطوح زیر کشت محصولات آبی و در نهایت، کاهش ۶/۵۸ تا ۱۳/۴۱ درصدی در سود ناخالص کشاورزان نسبت به سال پایه را در پی خواهد داشت. همچنین، نتایج نشان داد که مجموعه تغییرات مذکور موجب کاهش امنیت غذایی در میان خانوارهای کشاورز منطقه می‌گردد.

نیکویی و زیبایی[3] (۲۰۱۲)، به منظور بررسی ابعاد امنیت غذایی در حوضهٔ آبریز زاینده‌رود، از طریق تدوین الگوی جامع برنامه‌ریزی ریاضی با توجه به محدودیت‌های اقتصادی و هیدرولوژیکی، دریافتند که در شرایط عرضهٔ نرمال منابع آب، امکان افزایش ۱۷ درصدی تولید محصولات کشاورزی در راستای بهبود امنیت غذایی وجود دارد.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در اغلب مطالعات مرتبط با آثار تغییرات اقلیم بر بخش کشاورزی، مازادهای اقتصادی تحت عنوان امنیت غذایی تعبیر شده‌اند. لذا اثرگذاری تغییرات اقلیم بر شاخص امنیت غذایی و تحلیل دقیق شرایط ناامنی غذایی با در نظر گرفتن معیارهای مختص این پدیده، کمتر مورد توجه محققان بوده است. با توجه به این رویکرد، در مطالعهٔ حاضر، آثار بالقوهٔ تغییرات اقلیم بر الگوی کشت دشت همدان- بهار مورد بررسی قرار گرفت و میزان تأثیرپذیری شاخص امنیت غذایی در میان خانوارهای کشاورز این منطقه، به صورت کمی ارزیابی شد. به بیان دقیق‌تر، اهداف تحقیق حاضر به شرح زیر است:

۱- بررسی آثار تغییرات اقلیم بر الگوی کشت دشت همدان- بهار؛

۲- بررسی آثار تغییرات اقلیم بر درآمد تولیدکنندگان در دشت همدان- بهار؛

۳- بررسی آثار تغییرات اقلیم بر امنیت غذایی خانوارهای کشاورز در دشت همدان- بهار.

بدیهی است، سنجش میزان امنیت غذایی در مواجهه با کاهش رفاه ناشی از تغییرات اقلیم آتی، معیاری مناسب جهت پیش‌بینی عملکرد تغذیه‌ای اقشار مختلف جامعه را ارائه می‌دهد. پاسخ به این سؤال که خانوارهای شهری و روستایی و بویژه گروه‌های کم‌درآمد، تا چه حد می‌توانند نیازهای غذایی

1. Baniasadi *et al*. (2018)
2. Parhizkari & Yazdani (2017)
3. Nikouei & Zibaei (2012)

خود را تأمین نمایند، راهگشای حوزهٔ تصمیم‌گیری در خصوص سیاست‌های حمایتی مرتبط با مفاهیم فقر و امنیت غذایی خواهد بود.

روش تحقیق

در مطالعهٔ حاضر، به منظور ارزیابی آثار تغییرات اقلیم بر امنیت غذایی خانوارهای کشاورز در دشت همدان- بهار، ابتدا به پیش‌بینی تغییرات اقلیم منطقه از طریق ریزمقیاس‌نمایی سنجهٔ اقلیمی بارش در مدل مولد داده‌های هواشناسی LARS-WG در سطح ایستگاه سینوپتیک منطقه و با بهره‌گیری از اطلاعات سناریوهای SSP در مدل گردش عمومی جو CMIP6، با در نظر گرفتن دورهٔ مشاهداتی ۱۳۹۷-۱۳۶۸، در یک افق برنامه‌ریزی ۲۰ ساله پرداخته شد. سناریوهای SSP، با بهره‌گیری از مجموعه‌ای از اطلاعات کمی و کیفی، پیشرفت‌های احتمالی در انتشار گازهای گلخانه‌ای را در سطح جهان مورد بحث قرار می‌دهند.

در سناریوی SSP1 که نمایان‌گر سطوح پایین انتشار در مقایسه با سایر سناریوها است، چالش‌های کمتری جهت سازگاری با تغییرات آب و هوایی وجود دارد؛ زیرا رشد سریع درآمد همگام با کاهش قابل ملاحظهٔ اتکا به منابع طبیعی از طریق تغییرات تکنولوژی، منتج به ارتقاء سطح تحصیلات، کاهش نرخ باروری و در نتیجه کاهش نرخ رشد جمعیت خواهد شد.

در سناریوی SSP2، روند کنونی انتشار گازهای گلخانه‌ای، کم و بیش ادامه خواهد داشت. با دستیابی به سطح متوسطی از پیشرفت درآمد، نرخ رشد اقتصادی، بویژه در کشورهای کمتر توسعه یافته، بسیار کندتر از شرایط کنونی خواهد بود. در این سناریو، چالش‌های اساسی و نه چندان شدید برای سازگاری با آثار تغییر سنجه‌های اقلیمی وجود دارد.

در سناریوی SSP3، نرخ رشد اقتصادی در ترکیبی از عوامل متعدد همچون فقدان همکاری‌های بین‌المللی، پیشرفت اندک تکنولوژی، عدم توسعهٔ فناوری‌های پاک، سطح پایین آموزش و رشد فزایندهٔ جمعیت، بسیار کند فرض شده است. در این سناریو، سطوح کم درآمد در کشورهای در حال توسعه، چالش‌های جدی برای سازگاری با پدیدهٔ گرمایش جهانی را نمایان می‌دارد (آبسار و پرستون[1]، ۲۰۱۵؛ بوهملت[2]، ۲۰۱۷).

در ادامه، چگونگی اثرگذاری مقادیر پیش‌بینی شدهٔ بارش بر میزان تبخیر و تعریق محصولات زراعی (ET)، در قالب رابطهٔ ۱ ارائه شده است (گاربرچت و همکاران[3]، ۲۰۰۴؛ ایرماک و همکاران[4]، ۲۰۱۳). در این رابطه، برآورد پارامترهای β_1 و β_2 با بهره‌گیری از اطلاعات سالانهٔ تبخیر و تعرق محصولات زراعی و نیز اطلاعات مرتبط با بارش تجمعی سالانه (Pr) ارائه شده توسط ایستگاه‌های

1. Absar & Preston (2015)
2. Bohmelt (2017)
3. Garbrecht *et al*. (2004)
4. Irmak *et al*. (2013)

هواشناسی منطقه در دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۶۸، از طریق روش GME[1] میسر گردید (هانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۲).

$$ET_{akct} = \beta_{1_{ak}} * Pr_{ct} - \beta_{2_{ak}} * (Pr_{ct})^2 \quad (۱)$$

در گام بعدی، جهت تعیین مقادیر عملکرد محصولات کشاورزی منطقه در مواجهه با تغییرات تبخیر و تعرق، از رابطهٔ ۲ استفاده شد. در خصوص رابطهٔ میان عملکرد محصولات کشاورزی و تبخیر و تعریق، بسیاری از محققان اذعان داشتند که با توجه به اینکه کاربرد آب اضافی بیش از نقطهٔ بیشینهٔ تبخیر و تعرق، بهبود عملکرد محصول را در پی نخواهد داشت، شکل تبعی درجهٔ دوم از نظر آماری قوی‌تر است (ژانگ و همکاران[3]، ۱۹۹۹؛ لی و همکاران[4]، ۲۰۰۲). لذا در این تحقیق، با بهره‌گیری از اطلاعات مرتبط با عملکرد و تبخیر و تعرق محصولات زراعی منطقه در دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۶۸، به برآورد پارامترهای α_1 و α_2 در قالب رابطهٔ ۲ و با استفاده از روش GME پرداخته شد. بدیهی است پس از محاسبهٔ مقادیر عملکرد محصولات، با استفاده از مقادیر سطح زیر کشت محصولات در هر سناریوی اقلیمی، می‌توان تغییرات تولید بخش کشاورزی منطقه را ارزیابی نمود.

$$Yield_{akct} = \alpha_{1_{ak}} * ET_{akct} + \alpha_{2_{ak}} * (ET_{akct})^2 \quad (۲)$$

در ادامه، اثرگذاری تغییرات اقلیم بر منابع آب زیرزمینی دشت، با استفاده از رابطهٔ ۳ ارزیابی شد.

$$SV_{ct} = SV_{ct-1} + Seep_{ct} - \sum_a \sum_k GP_{akct} - \overline{Ur}_{ct} \quad (۳)$$

بر اساس رابطهٔ فوق، میزان ذخیرهٔ آبخوان دشت همدان- بهار در هر سال (SV_t)، به ذخیرهٔ آبخوان در سال پیشین (SV_{t-1})، میزان نفوذ به آبخوان (Seep) و نیز مقادیر برداشت کشاورزی (GP) و غیرکشاورزی ($\overline{Ur}$) از سفرهٔ آب زیرزمینی در سال جاری وابسته خواهد بود (گوهر و کاشمن[5]، ۲۰۱۶). همچنین در این رابطه، میزان نفوذ به سفرهٔ آب زیرزمینی، به صورت اختلاف میان حجم بارش دریافتی و مجموع تبخیر و تعریق محصولات کشاورزی در هر سال ارائه شد و با توجه به ناچیز بودن منابع آب سطحی منطقهٔ تحقیق، از اعمال حجم رواناب در این خصوص اجتناب شد (صفری شاد و همکاران[6]، ۲۰۱۷؛ بیات‌ورکشی و همکاران[7]، ۲۰۱۸).

در ادامه، جهت شبیه‌سازی تغییرات الگوی کشت منطقه در مواجهه با تغییرات اقلیم، از رهیافت برنامه‌ریزی ریاضی مثبت پویا در شرایط درونزایی قیمت استفاده شد. رهیافت مذکور، افزون بر ارزیابی

1. General Maximum Entropy
2. Huang *et al*. (2012)
3. Zhang *et al*. (1999)
4. Liu *et al*. (2002)
5. Gohar & Cashman (2016)
6. Safari Shad *et al*. (2017)
7. Bayatvarkeshi *et al*. (2018)

جزییات الگوی کشت، با ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضا، در تعیین قیمت‌های تعادلی محصولات اهتمام می‌ورزد (کیانی قلعه‌سرد و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

در حالت کلی، یک الگوی برنامه‌ریزی ریاضی مثبت (PMP[2]) در سه مرحله انجام می‌شود (هویت[3]، ۱۹۹۵): در مرحلهٔ نخست، یک مدل برنامه‌ریزی خطی به همراه محدودیت‌های واسنجی و محدودیت‌های منابع، با هدف برآورد قیمت‌های سایه‌ای سطح زیر کشت محصولات، تدوین می‌شود. در گام دوم، مقادیر دوگان مورد بحث، برای برآورد مشخصه‌های تابع هدف غیرخطی استفاده می‌گردد، به‌گونه‌ای که سطوح فعالیت‌های مشاهده‌ای در دورهٔ پایه توسط الگوی غیرخطی مذکور و بدون استفاده از محدودیت‌های واسنجی بازتولید می‌شوند. تابع هدف غیرخطی در مرحلهٔ دوم، با قراردادن یک تابع هزینهٔ غیرخطی در تابع هدف مرحلهٔ اول به‌دست می‌آید. در نهایت در گام سوم، تابع هزینهٔ غیرخطی، در یک مدل برنامه‌ریزی غیرخطی همراه با دیگر محدودیت‌ها استفاده می‌شود.

در الگوی PMP پویا، مسألهٔ تحقیق در یک دورهٔ زمانی تحت عنوان افق برنامه‌ریزی، شبیه‌سازی می‌گردد. با فرض سالانه بودن گام زمانی در افق برنامه‌ریزی تحقیق، متغیرهای تصمیم در هر سال بر اساس نتایج سال قبل تعیین می‌شوند. در واقع در این الگو، مراحل سه‌گانهٔ مدل PMP در هر یک از سال‌های افق برنامه‌ریزی اجرا می‌شود و محدودیت واسنجی در هر سال بر اساس نتایج سال پیشین اعمال می‌گردد. در نهایت، نتایج الگو در کل افق برنامه‌ریزی تجمیع خواهد شد (راوند و همکاران[4]، ۲۰۱۸).

در ادامه، الگوی تجربی تحقیق حاضر مشتمل بر ۱۸ محصول زراعی، بر اساس اطلاعات سال زراعی ۱۳۹۷-۱۳۹۶ به عنوان سال پایه و در یک افق برنامه‌ریزی ۲۰ ساله ارائه شده است. در این الگو، معادلات هیدرولوژیکی، شرایط پویایی مدل را فراهم و متغیرهای مربوط به آبخوان و تغییرات آن را از سالی به سال دیگر، شبیه‌سازی می‌نماید. به این ترتیب، تخصیص نهاده‌ها در افق برنامه‌ریزی، به ظرفیت آبخوان در طول زمان بستگی خواهد داشت. رابطهٔ ۴، تابع هدف این الگو را به صورت بیشینه‌ساز ارزش حال درآمد خالص مزرعه (PTNB[5])، ارائه می‌نماید.

$$PTNB_c = \sum_a \sum_k \sum_t \frac{[(P_{act} * Yield_{akct} - ATC_{akct}) * X_{akct} - WC]}{(1+r)^t} \qquad (۴)$$

که در این رابطه، c، t، a و k، به ترتیب، نمایان‌گر سناریوی اقلیمی، زمان، نوع محصول و تکنولوژی آبیاری است. همچنین P قیمت محصول، Yield عملکرد محصول، ATC متوسط هزینهٔ تولید در هکتار، WC هزینهٔ مستقیم آبیاری، X سطح زیرکشت و r نرخ بهره است. هزینهٔ مستقیم آبیاری، به تعرفهٔ آب جهت استفاده در سیستم‌های نوین آبیاری اشاره دارد. متوسط هزینهٔ تولید در هکتار،

1. Kiani Ghalehsard *et al*. (2020)
2. Positive Mathematical Programming
3. Howitt (1995)
4. Ravand *et al*. (2018)
5. Present Total Net Benefit

همان‌طور که در رابطهٔ ۵ نیز مشهود است، در قالب هزینه‌های غیر آبی (NWC)، هزینه‌های سرمایه‌ای سیستم آبیاری (CC) و هزینهٔ انرژی مصرفی جهت پمپاژ آب (PC)، تفکیک شده است. هزینه‌های غیرآبی شامل هزینه‌های مرتبط با زمین، نیروی کار، کودهای شیمیایی و ماشین‌آلات هستند. هزینه‌های سرمایه‌ای (رابطهٔ ۶) نیز به مواردی همچون هزینهٔ خرید سیستم آبیاری (CCS)، نرخ بهره، طول عمر سیستم آبیاری (SL) و میزان یارانهٔ پرداختی دولت در این خصوص (Subsidy) وابسته است. در نهایت، مطابق با رابطهٔ ۷، در خصوص هزینهٔ پمپاژ، باید توجه داشت که این هزینه متناسب با افزایش عمق پمپاژ افزایش می‌یابد و لذا می‌توان آن را به‌صورت حاصل‌ضرب فاکتور هزینهٔ انرژی پمپاژ (Kp) در عمق پمپاژ ($P.depth_{cst}$) در نظر گرفت.

$$ATC_{akct} = NWC_{akct} + CC_{act} + WC + PC_{act} \quad (۵)$$

$$CC_{ads} = \left\{\frac{CCS*r}{1-\left[\frac{1}{(1+r)^{SL}}\right]}\right\} * (1 - Subsidy) \quad (۶)$$

$$PC_{akct} = Kp_{akct} * P.depth_{ct} \quad (۷)$$

در ادامه، تابع تقاضای معکوس به تفکیک هر یک از محصولات کشاورزی در قالب رابطهٔ ۸ و با استفاده از کشش‌های تقاضای محصولات (ε) محاسباتی در مطالعات پیشین (باریکانی و همکاران[1]، ۲۰۰۸؛ کریمی و همکاران[2]، ۲۰۰۹؛ صبوحی و احمدپور[3]، ۲۰۱۲) برآورد گردید. در این رابطه، TP_{akct} مقدار تولید به تفکیک محصولات زراعی را ارائه می‌نماید. همچنین پارامترهای تابع تقاضای معکوس به صورت $\theta_{0a} = [P_{act} - (\theta_1 * TP_{akct})]$ و $\theta_{1a} = \left[\varepsilon_a/(\frac{P_{act}}{TP_{akct}})\right]$ تعیین می‌شوند (مومنی و زیبایی[4]، ۲۰۱۳).

$$P_{act} = \theta_{0a} + \theta_{1a} * \sum_k TP_{akct} \quad (۸)$$

محدودیت‌های منابع در الگوی تجربی تحقیق حاضر شامل محدودیت آب، سطح زیر کشت، سرمایه، نیروی کار و کودهای شیمیایی هستند که محدودیت مرتبط با کود شیمیایی برای هر یک از کودهای نیتروژن، فسفات و پتاس تکرار می‌گردد. محدودیت مرتبط با منابع آب، نشان می‌دهد که کل آب مورد نیاز برای کشت محصولات زراعی دشت، حداکثر به اندازهٔ مجموع منابع آب زیرزمینی و سطحی در دسترس است. در دشت مورد مطالعه، رودخانهٔ دائمی وجود ندارد و درصد عمدهٔ تأمین آب از طریق منابع آب زیرزمینی است و بر همین اساس، محدودیت منابع آب زیرزمینی، مهم‌ترین

1. Barikani *et al*. (2008)
2. Karimi *et al*. (2009)
3. Sabouhi & Ahmadpour (2012)
4. Momeni & Zibaei (2013)

محدودیت مدل را تشکیل می‌دهد (افروزی و زارع ابیانه[1]، ۲۰۲۰). سایر محدودیت‌های مدل نیز بیانگر آن هستند که میزان استفاده از هر یک از منابع زمین، سرمایه، نیروی کار و کودهای شیمیایی برای تولید محصولات، نمی‌تواند از کل منابع در دسترس دشت فزونی یابد.

در نهایت، به‌منظور تجزیه و تحلیل اطلاعات، از بستهٔ نرم‌افزاری GAMS و الگوریتم CONOPT3 استفاده شد. همچنین گردآوری اطلاعات مربوط به ضرایب فنی محصولات کشاورزی و نهاده‌ها در سال زراعی ۱۳۹۷-۱۳۹۶، از طریق آمارنامه‌های وزارت جهاد کشاورزی صورت پذیرفت.

پس از ارزیابی آثار تغییرات اقلیم بر اجزای مختلف الگوی کشت دشت همدان- بهار، به محاسبهٔ شاخص امنیت غذایی در سال پایه و نیز پیش‌بینی آن در افق برنامه‌ریزی تحقیق در هر یک از سناریوهای اقلیمی پرداخته شد.

تاکنون شاخص‌های متعددی همچون شاخص جهانی گرسنگی (GHI[2])، شاخص مقیاس ناامنی غذایی خانوار (HFIAS[3]) و شاخص کلی امنیت غذایی خانوار (AHFSI[4])، به منظور ارزیابی شرایط تغذیه‌ای اقشار مختلف جهان، عموماً با در نظر گرفتن ابعاد محدودی از امنیت غذایی، مورد استفاده قرار گرفته‌اند (جونز و همکاران[5]، ۲۰۱۷).

در سالیان اخیر، با توجه به بهبود دسترسی به داده‌های مرتبط با درآمد و مخارج خانوار، ارزیابی شرایط امنیت غذایی در سطح خانوار و نیز تجمیع آن در سطوح ملی و منطقه‌ای، با استفاده از شاخص امنیت غذایی HCES، رو به افزایش بوده است. در محاسبهٔ این شاخص، معیارهای مختلفی (جدول ۱) شامل کمیت و کیفیت رژیم غذایی و نیز حساسیت اقتصادی، مورد توجه قرار می‌گیرد (مولتدو و همکاران[6]، ۲۰۱۴). در محاسبهٔ شاخص HCES، زیر معیارهای مرتبط با کمیت رژیم غذایی، تقریب مناسبی از دسترسی فیزیکی به مواد غذایی را ارائه می‌دهند. در این خصوص، میزان انرژی مصرفی حاصل از رژیم غذایی، از طریق محاسبهٔ مقدار کل انرژی موجود در مواد غذایی مصرفی خانوار حاصل می‌شود که با استفاده از میانگین این شاخص، می‌توان میزان انرژی مصرفی توسط افراد یک منطقه را شناسایی نمود. زیر معیار جمعیت مواجه با کمبود انرژی دریافتی در رژیم غذایی نیز، ارزیابی میزان دسترسی اعضای خانوار به انرژی کافی در مقایسه با سطح مرجع این شاخص در طول دورهٔ زمانی تحقیق را در دستور کار قرار می‌دهد. معیار کیفیت رژیم غذایی، مصرف مواد پروتئینی، ریز مغذی‌ها، آهن و ویتأمین‌های مختلف را در میان خانوارها بررسی می‌نماید.

1. Afruzi & Zare Abyaneh (2020)
2. Global Hunger Index
3. Household Food Insecurity Access Scale
4. Aggregate Household Food Security Index
5. Jones *et al*. (2017)
6. Moltedo *et al*. (2014)

جدول ۱: معیارهای اندازه‌گیری شاخص امنیت غذایی بر اساس داده‌های درآمد و مخارج خانوار

معیار اندازه‌گیری امنیت غذایی	زیر معیار اندازه‌گیری امنیت غذایی
کمیت رژیم غذایی	میزان انرژی مصرفی سرانه در رژیم غذایی جمعیت مواجه با کمبود انرژی دریافتی در رژیم غذایی
کیفیت رژیم غذایی	تنوع در رژیم غذایی سهم انرژی دریافتی گروه‌های اصلی غذایی سرانهٔ مصرف روزانهٔ مواد غذایی هر فرد در خانوار
حساسیت اقتصادی	سهم مواد غذایی در مخارج خانوار

منبع: اسمیت و سوباندرو[1] (۲۰۰۷)

تنوع در مواد غذایی مصرفی، به عنوان اولین زیر معیار در این دسته، تعداد گروه‌های غذایی مصرفی خانوار در طول دورهٔ زمانی تحقیق را مورد توجه قرار می‌دهد. در این خصوص، غالب بودن میزان وابستگی رژیم غذایی خانوار به مواد غذایی اساسی همچون غلات، به دلیل پایین بودن سطح مواد مغذی در این گروه خوراکی، کیفیت نامناسب رژیم غذایی خانوار را در پی خواهد داشت که این موضوع در زیر معیار سهم انرژی دریافتی گروه‌های اصلی غذایی، ارزیابی می‌گردد. در نهایت، در سومین زیر معیار کیفی، تنوع مصرف مواد غذایی توسط خانوار سنجیده می‌شود که ارزیابی آن، سیاست‌گذاران را در تدوین سیاست‌های مناسب جهت بهبود شاخص امنیت غذایی، رهنمون می‌سازد. آخرین زیر معیار مورد توجه در محاسبه شاخص امنیت غذایی HCES، سهم مواد غذایی در مخارج خانوار است که آسیب‌پذیری خانوار نسبت به شرایط اقتصادی حاکم بر جامعه را ارائه می‌نماید.

در این مطالعه، محاسبهٔ هر یک از زیر معیارهای امنیت غذایی، با گردآوری اطلاعاتی همچون درآمد و مخارج، میزان مصرف اقلام خوراکی و ویژگی‌های جمعیت‌شناسی خانوارهای کشاورز دشت همدان- بهار از طریق تکمیل پرسشنامه در یک نمونه متشکل از ۳۲۰ خانوار کشاورز در سال پایه، با بهره‌گیری از نرم‌افزار ADePT (مولتدو و همکاران[2]، ۲۰۱۴) صورت پذیرفت. در الگوی مذکور، پس از محاسبهٔ هر زیر معیار، فرایند وزن‌دهی به زیرمعیارها جهت تعیین سهم هر معیار در مقدار شاخص HCES، با استفاده از روش I-distance انجام می‌گردد (فارسی علی‌آبادی و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

لازم به توضیح است که جهت محاسبهٔ شاخص امنیت غذایی، فرایند وزن‌دهی در مرحلهٔ اول در سطح زیرمعیارها و پس از تجمیع وزن‌ها، در مرحلهٔ دوم در سطح معیارهای اصلی صورت می‌گیرد.

در پایان، به منظور تبیین راهبرد امنیت غذایی در منطقه، مقدار شاخص امنیت غذایی HCES در سال‌های آتی در نتیجهٔ وقوع تغییرات اقلیم، با استفاده از رابطهٔ ۹ پیش‌بینی شد.

$$FS_{ct} = \alpha_{0_{ct}} + \sum_i \alpha_{i_{ct}} X_{i_{ct}} + u_{ct} \qquad (۹)$$

1. Smith & Subandoro (2007)
2. Moltedo *et al*. (2014)
3. Farsi Aliabadi *et al*. (2020)

که در این رابطه، FS نمایان‌گر شاخص امنیت غذایی، c سناریوی اقلیمی، t زمان، i شمارندهٔ متغیر توضیحی، α ضرایب شیب و عرض از مبدأ، X بردار متغیر توضیحی (شامل متغیرهای جمعیت، درآمد خانوار، تحصیلات خانوار، میزان برداشت آب‌های زیرزمینی و مقادیر قیمت و تولید محصولات زراعی) و u جزء اخلال است.

پس از برآورد رابطهٔ ۹، با توجه به میزان اثرگذاری تغییرات اقلیم بر متغیرهای توضیحی الگو، شاخص امنیت غذایی منطقه، با در نظر گرفتن مقدار محاسباتی آن در سال پایه، در سناریوهای اقلیمی پیش‌بینی شد. لازم به ذکر است که در برآورد رابطهٔ فوق به صورت لگاریتمی، با استفاده از تکنیک OLS[1]و در قالب الگوهای سری زمانی در دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۷۰، جهت تشکیل سری زمانی شاخص امنیت غذایی HCES، از اطلاعات مرکز آمار ایران در خصوص داده‌های خام طرح هزینه و درآمد خانوار استان همدان استفاده شد. همچنین اطلاعات قیمت و تولید محصولات زراعی و نیز برداشت آب‌های زیرزمینی، از سازمان‌های جهاد کشاورزی و آب منطقه‌ای استان همدان و در نهایت، اطلاعات جمعیت منطقه و تحصیلات خانوار، از مرکز آمار ایران اخذ شد.

در مرحلهٔ پایانی تحقیق، به ارزیابی راهبرد مدیریتی کم‌آبیاری جهت کاهش آثار منفی تغییرات اقلیم بر شاخص امنیت غذایی در بخش کشاورزی منطقه پرداخته شد. بر اساس نتایج مطالعهٔ سلطانی و موسوی[2] (۲۰۱۶)، با اعمال سیاست ۵ درصد کم‌آبیاری بهینه در کشت گیاهان آب‌بر در دشت همدان- بهار، جبران زیان رفاهی ناشی از تغییرات اقلیم در منطقه امکان‌پذیر خواهد بود. لذا در مطالعهٔ حاضر، نتایج اعمال راهبرد مذکور بر الگوی کشت دشت همدان- بهار و متعاقب آن بر عملکرد محصول، منابع آبی، درآمد خالص مزرعه و در نهایت، بر شاخص امنیت غذایی بررسی شد.

لازم به ذکر است که راهبرد کم‌آبیاری به‌صورت کاهش در میزان آبیاری در هر هکتار کشت گیاهان زراعی آب‌بر، شامل سیب‌زمینی، یونجه و گندم، همراه با پذیرش کاهش عملکرد این محصولات، بررسی شد. بدین منظور، میزان کاهش عملکرد گیاهان در مواجهه با اعمال ۵ درصد کم‌آبیاری، از ضرایب حساسیت گیاهان نسبت به آب که در نتایج تحقیقات دورنباس و کاسام[3] (۱۹۷۹) محاسبه و در نشریهٔ راهنمای آبیاری و زهکشی FAO,33 با قابلیت تعمیم به مناطق مختلف گزارش شده است، استفاده گردید. ضرایب مذکور در مورد گیاهان زراعی سیب‌زمینی، یونجه و گندم، به‌ترتیب، برابر ۱/۱، ۱/۱ و ۱/۰۵ گزارش شده، و بدیهی است که این مقادیر، نمایانگر درصد تغییرپذیری‌های عملکرد گیاهان در نتیجهٔ ۱ درصد تغییر در میزان مصرف آب در یک هکتار است.

نتایج

در جدول ۲، نتایج حاصل از پیش‌بینی سنجهٔ اقلیمی بارش در دشت همدان- بهار با استفاده از مدل مولد داده‌های هواشناسی LARS-WG ارائه شده است. بر اساس اطلاعات این جدول، مقادیر بارش

1. Ordinary Least Squares
2. Soltani & Mosavi (2016)
3. Doorenbos & Kassam (1979)

تجمعی سالانهٔ منطقه در دورهٔ ۲۰ سالهٔ آتی در تمامی سناریوهای اقلیمی، روندی کاهشی خواهد داشت؛ به‌طوری‌که در سناریوهای SSP1، SSP2 و SSP3، میانگین بارش، به ترتیب، برابر ۳۰۳، ۲۷۲ و ۲۵۲ میلی‌متر خواهد بود؛ در حالی که مقدار بارش در سال پایهٔ تحقیق حاضر (۹۷-۱۳۹۶) برابر ۳۲۳ میلی‌متر گزارش شده است. همچنین از بررسی جدول ۲، می‌توان دریافت که در سناریوی SSP1، سری زمانی بارش تجمعی سالانه، مقادیر ۴۳۹ و ۱۵۴ میلی‌متر را به ترتیب، در حالت بیشینه و کمینه به خود اختصاص خواهد داد.

مقادیر مذکور در سناریوی SSP2، به ترتیب، برابر ۴۳۰ و ۱۵۸ میلی‌متر است.

در نهایت، در سناریوی SSP3، بارش تجمعی سالانه در دورهٔ برنامه‌ریزی، در بازهٔ ۳۸۵-۱۵۳ میلی‌متر قرار خواهد گرفت. لازم به توضیح است که وقوع سنجهٔ اقلیمی بارش در یک منطقه، عموماً با نوسانات همراه است. در این شرایط و پیش‌بینی آن در یک دورهٔ زمانی، ممکن است که در یک سال، کاهش و در سال دیگر افزایش یابد. لذا آنچه که در این جریان، مبنای اثرگذاری قرار دارد، میانگین تغییرات بارش در کل دوره است. لذا در جدول ذیل، اگر چه مقدار بارش با نوسانات همراه است، از آنجا که میانگین بارش در کل دوره در مقایسه با مقدار آن در سال پایه کاهش یافته است، اثرگذاری آن بر الگوی کشت منطقه منفی خواهد بود و کاهش عملکرد اغلب محصولات و منابع آبی را در پی خواهد داشت که این موضوع در ادامهٔ تحقیق، ارزیابی شده‌است.

جدول ۲: بارش تجمعی سالانهٔ دشت همدان- بهار در سناریوهای اقلیمی در افق برنامه‌ریزی تحقیق (میلی‌متر)

سال	سناریوی اقلیمی			سال	سناریوی اقلیمی		
	SSP1	SSP2	SSP3		SSP1	SSP2	SSP3
۱	۳۵۰	۲۹۸	۳۱۲	۱۱	۲۹۹	۲۳۲	۳۲۵
۲	۴۰۷	۳۶۰	۳۲۶	۱۲	۱۸۴	۱۹۷	۲۱۱
۳	۳۴۰	۳۱۲	۲۹۸	۱۳	۲۴۴	۲۹۰	۱۷۱
۴	۳۷۶	۴۳۰	۳۸۵	۱۴	۲۶۲	۲۰۳	۳۲۶
۵	۲۲۵	۲۳۷	۲۷۱	۱۵	۱۵۴	۲۱۰	۲۲۵
۶	۳۸۶	۳۵۰	۳۸۴	۱۶	۳۵۴	۱۶۵	۱۵۳
۷	۴۳۲	۳۲۰	۱۷۳	۱۷	۴۳۹	۳۵۴	۱۷۴
۸	۳۰۵	۱۹۴	۲۲۱	۱۸	۱۹۷	۲۴۵	۲۶۴
۹	۲۹۹	۳۵۰	۲۰۷	۱۹	۲۰۲	۱۵۸	۱۶۷
۱۰	۲۲۷	۲۳۰	۲۰۸	۲۰	۳۷۷	۳۰۰	۲۴۵
				میانگین	۳۰۳	۲۷۲	۲۵۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از پیش‌بینی مقادیر بارش تجمعی سالانه در دشت همدان- بهار، سناریوهای اقلیمی در الگوی برنامه‌ریزی ریاضی مثبت پویای قیمت درونزا لحاظ، و چگونگی اثرگذاری این سناریوها بر الگوی کشت از طریق تغییر مقادیر تبخیر و تعرق و در پی آن، عملکرد محصولات کشاورزی دشت همدان- بهار، با بهره‌گیری از روابط ۱ و ۲، تعیین شد. همچنین میزان اثرپذیری منابع آب زیرزمینی دشت در رویارویی با تغییرات اقلیمی مورد بحث، با استفاده از رابطهٔ ۳ ارزیابی و در الگوی PMP لحاظ گردید.

لازم به ذکر است که روابط ۱ تا ۳، در الگوی برنامه‌ریزی، ادغام و تمامی روابط در قالب ساختاری واحد، مورد بررسی قرار گرفت.

در ادامه، نتایج اعمال مجموعهٔ این تغییرات در الگوی PMP در افق برنامه‌ریزی مطالعهٔ حاضر ارائه شده است. در ابتدا به منظور اعتباربخشی به نتایج مدل، الگوی کشت دشت همدان- بهار در قالب جدول ۳ در حالت مشاهداتی در سال پایه ۹۷-۱۳۹۶ و نیز در شرایط کالیبراسیون مدل PMP جهت بازتولید الگوی پایه، ارائه شده، و همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، این الگو به شکلی مطلوب نسبت به داده‌های سال پایه تطبیق یافته و در بازتولید الگوی کشت سال پایه، توانمند بوده است.

جدول ۳: الگوی کشت دشت همدان- بهار در حالت مشاهداتی در سال پایه و کالیبراسیون توسط مدل PMP

محصول	سطح زیر کشت (هکتار)		محصول	سطح زیر کشت (هکتار)	
	مشاهداتی	کالیبراسیون		مشاهداتی	کالیبراسیون
جو آبی	۱۰۳۶۱	۱۰۳۵۸/۸۴	کلزا	۲۱۶	۲۱۴/۹۵
جو دیم	۱۵۶۶۰	۱۵۶۵۶/۰۳	گندم آبی	۱۳۳۴۱	۱۳۳۳۹/۰۷
چغندر قند	۱۳۲	۱۳۱/۵۴	گندم دیم	۸۲۹۳۵	۸۲۹۳۰/۹۵
خیار	۳۵۷	۳۵۶/۹۷	گوجه‌فرنگی	۱۸	۱۷/۹۳
ذرت علوفه‌ای	۳۰۳	۳۰۲/۹۷	لوبیا	۱۵	۱۴/۹۹
سیب زمینی	۹۶۰۱	۹۶۰۰/۷۴	نخود	۶۸	۶۷/۹۹
سیر	۱۹۳۵	۱۹۳۴/۹۹	هندوانه	۳۰۱	۳۰۰/۹۷
عدس دیم	۵۷	۵۶/۸۹	هندوانه دیم	۶	۵/۹۹
کدو آجیلی	۵۲۱	۵۲۰/۹۲	یونجه	۸۴۸۲	۸۴۸۱/۹۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه در جدول ۴، مقادیر قیمت و تولید محصولات کشاورزی، درآمد و میزان برداشت آب بخش کشاورزی دشت همدان- بهار در سناریوهای اقلیمی در دورهٔ زمانی ۲۰ سالهٔ آتی، مورد بحث قرار گرفته است. بر اساس اطلاعات این جدول، میزان برداشت سالانهٔ بخش کشاورزی از منابع آب زیرزمینی دشت، در دو دههٔ آتی افزایش خواهد یافت، به‌طوری‌که از مقدار ۲۷۳ میلیون متر مکعب در سال پایه، به مقدار ۳۱۰، ۳۴۰ و ۳۵۵ میلیون متر مکعب، به ترتیب، در سناریوهای SSP1، SSP2 و SSP3 خواهد رسید. لذا میزان افزایش آن در مقایسه با سال پایه در دامنهٔ ۱۳ تا ۳۰ درصد خواهد بود.

شایان توجه است که با وقوع تغییرات اقلیم، به دلیل کاهش فرایند تبخیر و تعرق در اغلب محصولات، محیط اطراف گیاه خشک‌تر و نیاز آبی محصولات افزایش خواهد یافت. از سوی دیگر، عملکرد محصولات در نتیجهٔ تغییرات مذکور کاهش می‌یابد. مجموعهٔ این تغییرات، موجب افزایش فشار کشاورزان بر نهادهٔ آب جهت افزایش تولید و به عبارت دیگر، افزایش تقاضای آب در بخش کشاورزی می‌گردد. بر این اساس و با توجه به کاهش میانگین بارندگی در کل دورهٔ برنامه‌ریزی، برداشت سالانهٔ آب در بخش کشاورزی افزایش خواهد یافت.

جدول ۴: مقادیر قیمت و تولید محصولات کشاورزی، درآمد و میزان برداشت آب زیرزمینی بخش کشاورزی دشت همدان- بهار در سناریوهای اقلیمی در افق برنامه‌ریزی تحقیق

نوع متغیر	سال پایه	SSP1	SSP2	SSP3
برداشت سالانهٔ آب (میلیون متر مکعب)	۲۷۳	۳۱۰	۳۴۰	۳۵۵
میانگین قیمت محصولات (ریال/کیلوگرم)	۲۲۰۳۳	۲۹۴۵۲	۳۰۵۸۸	۳۱۷۸۲
مجموع تولید محصولات (هزار تن)	۸۹۷	۸۵۷	۷۷۶	۷۴۴
درآمد خالص سالانهٔ مزرعه (میلیارد ریال)	۲۲۸۸۱	۱۹۰۴۲	۱۷۸۵۲	۱۶۷۸۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین مطابق با مقادیر ارائه شده در جدول ۴، مجموع تولید محصولات زراعی این دشت در سال پایهٔ تحقیق، برابر ۸۹۷ هزار تن بوده است که در صورت تحقق سناریوهای اقلیمی، مقدار مذکور کاهش می‌یابد. در این میان، بیشترین میزان کاهش تولید، در سناریوی SSP3 و در حدود ۱۵۳ هزار تن خواهد بود. لازم به ذکر است که کاهش میانگین بارش دشت، آثار منفی بر تبخیر و تعرق و در پی آن، بر عملکرد اغلب محصولات خواهد داشت که کاهش مقدار تولید، یکی از تبعات منفی این موضوع است.

در سناریوهای SSP1 و SSP2 نیز مقدار تولید در میانگین سالانهٔ دورهٔ برنامه‌ریزی، به ترتیب، برابر ۸۵۷ و ۷۷۶ هزار تن برآورد شد که نمایان‌گر کاهش تولیدات منطقه به میزان ۴۰ و ۱۲۱ هزار تن است. افزون بر موارد فوق، همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، میانگین افزایش قیمت محصولات کشاورزی دشت در مقایسه با سال پایه، در سناریوهای SSP1، SSP2 و SSP3، به ترتیب، برابر ۷۴۱۹، ۸۵۵۵ و ۹۷۴۹ ریال خواهد بود.

نتایج مذکور، مؤید آن است که کاهش تولید محصولات کشاورزی منطقه، به دلیل اثرپذیری منفی عملکرد اغلب محصولات در مواجهه با تغییر شرایط اقلیمی، موجب کاهش عرضه و در پی آن، افزایش قیمت محصولات می‌گردد. از سوی دیگر، همگام با کاهش بارندگی و افزایش میزان برداشت از منابع آب زیرزمینی جهت آبیاری محصولات کشاورزی، هزینه‌های تولید، به دلیل افزایش عمق پمپاژ آب زیرزمینی، افزایش خواهد یافت که این موضوع، تبعات منفی تغییر شرایط اقلیمی بر قیمت محصولات را دوچندان می‌نماید.

تغییرات تولید و قیمت محصولات زراعی منطقه، و از طرفی، افزایش هزینه‌های تولید مرتبط با نهادهٔ آب، رفاه تولیدکنندگان را دستخوش نوسان می‌کند که روند کاهشی ارزش حال درآمد خالص مزرعه در جدول ۴، این موضوع را نمایان می‌دارد. مطابق با اطلاعات این جدول، ارزش حال درآمد خالص مزرعه در مقیاس سالانه در دورهٔ برنامه‌ریزی ۲۰ سالهٔ این تحقیق در سناریوی SSP1، برابر ۱۹۰۴۲ میلیارد ریال خواهد بود که از مقایسهٔ عدد مذکور با درآمد خالص مزرعه در سال پایه برابر با ۲۲۸۸۱ میلیارد ریال، می‌توان به کاهش ۱۶/۷۸ درصدی این شاخص در خوش‌بینانه‌ترین پیش‌بینی اقلیمی پی برد. همچنین در سناریوهای SSP2 و SSP3، مقدار زیان مذکور در مقایسه با سال پایه، به ترتیب، برابر ۲۱/۹۸ و ۲۶/۶۴ درصد خواهد بود.

پس از پیش‌بینی آثار تغییرات اقلیم بر اجزای مختلف الگوی کشت دشت همدان- بهار شامل برداشت آب زیرزمینی، قیمت محصولات کشاورزی و درآمد خانوارهای کشاورز، به محاسبهٔ شاخص امنیت غذایی HCES منطقه در سال پایه پرداخته شد. آمار و اطلاعات لازم در این خصوص، از طریق تنظیم پرسشنامه و تکمیل آن در میان خانوارهای کشاورز دشت همدان- بهار در سال زراعی ۱۳۹۷-۱۳۹۶ فراهم شد. بدین منظور، نمونه‌ای متشکل از ۳۲۰ کشاورز با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای دو مرحله‌ای انتخاب و بررسی گردید. در ادامه، در جدول ۵، برخی ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی خانوارهای موجود در نمونهٔ مذکور ارائه شده است.

جدول ۵: ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی خانوارهای کشاورز منطقه در سال پایه

ویژگی اجتماعی و اقتصادی	مقدار
تعداد خانوار	۳۲۰
میانگین سن سرپرست خانوار (سال)	۴۲/۱۲
درصد خانوارهای دارای سرپرست مرد	۹۵/۶
میانگین بعد خانوار	۴/۴۱
درصد افراد باسواد	۸۹/۲
میانگین مخارج سالانهٔ مواد غذایی خانوار (هزار ریال)	۴۰۹۶۵۰
میانگین درآمد سالانهٔ خانوار (هزار ریال)	۱۰۲۴۱۲۵
میانگین درآمد سرانه و سالانهٔ خانوار (هزار ریال)	۲۳۲۲۲۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی اطلاعات این جدول، نشان می‌دهد که در نمونهٔ آماری تحقیق با میانگین بعد خانوار برابر با ۴/۴۱، درآمد سالانهٔ خانوار برابر با ۱۰۲۴۱۲۵ هزار ریال و مخارج سالانهٔ مواد غذایی خانوار برابر ۴۰۹۶۵۰ هزار ریال، در سال پایهٔ تحقیق در حدود ۴۰ درصد درآمد هر خانوار به خرید مواد غذایی اختصاص داشته است. در ادامه، به منظور محاسبهٔ مقدار انرژی دریافتی روزانهٔ یک فرد در نتیجهٔ مصرف اقلام خوراکی، در جدول ۶ ماتریس عملکرد تغذیه‌ای خانوارهای کشاورز دشت در دهک‌های مختلف درآمدی در سال پایهٔ تحقیق ارائه شده، که ارقام این ماتریس از حاصل‌ضرب مقدار مصرف اقلام خوراکی در طول یک سال و میزان کالری دریافتی از هر کیلوگرم مادهٔ خوراکی به‌دست آمده است.

نتایج نشان می‌دهد که مجموع انرژی دریافتی روزانهٔ هر فرد در منطقه، در دهک درآمدی میانه، برابر ۳۶۲۲ کالری است که در حدود ۳۹ و ۲۲ درصد آن، به ترتیب، به گروه‌های خوراکی غلات و میوه و سبزیجات اختصاص دارد. همچنین از بررسی اطلاعات جدول فوق، می‌توان دریافت که مجموع انرژی دریافتی در دهک بالای درآمدی، در حدود ۷ برابر مقدار آن، در دهک پایین درآمدی منطقه می‌باشد. لازم به ذکر است که مطابق با گزارش انستیتو تحقیقات تغذیه‌ای و صنایع غذایی کشور[1] (۲۰۲۲)، حداقل انرژی مورد نیاز هر فرد در هر روز در کشور ایران جهت تأمین نیازهای یک زندگی سالم، برابر ۲۳۰۰ کالری است که با در نظر گرفتن این مقدار، دهک پایین درآمدی در منطقهٔ تحقیق، از نظر تأمین ابعاد امنیت غذایی در شرایط نامناسبی قرار دارد.

جدول ۶: ماتریس عملکرد تغذیه‌ای دهک‌های درآمدی منطقه در سال پایه (کالری)

گروه‌های خوراکی	دهک درآمدی		
	دهک پایین	دهک میانه	دهک بالا
غلات	۵۰۳	۱۴۲۷	۳۳۲۲
گوشت	۱۱۰	۲۶۶	۱۷۶۰
لبنیات	۷۴	۲۳۵	۴۵۰
روغن	۱۹۷	۳۹۰	۸۰۶
میوه و سبزی	۳۱۶	۸۰۴	۱۹۴۲
قند و شکر	۸۵	۲۶۱	۵۱۹
ادویه‌جات	۶۹	۲۳۳	۴۸۵
چای و قهوه	۲	۶	۱۵
جمع	۱۳۵۶	۳۶۲۲	۹۲۹۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از گردآوری اطلاعات درآمد و مخارج، میزان انرژی دریافتی حاصل از مصرف اقلام خوراکی و ویژگی‌های جمعیت‌شناسی خانوارهای کشاورز دشت همدان- بهار، معیارها و زیرمعیارهای اندازه‌گیری شاخص امنیت غذایی با بهره‌گیری از نرم‌افزار ADePT محاسبه شد که پس از تعیین وزن مؤثر هر معیار از طریق روش I-distance دو مرحله‌ای و تجمیع معیارهای وزن‌دهی شده، شاخص امنیت غذایی HCES در منطقه، برابر ۰/۶۱ به دست آمد. لذا می‌توان دریافت که در سال زراعی ۱۳۹۷-۱۳۹۶، شیوع ناامنی غذایی در میان خانوارهای کشاورز دشت همدان- بهار برابر ۳۹ درصد بوده، و شایان توجه است که این نتیجه، با نتایج مطالعات رضایی‌فر و همکاران[2] (۲۰۲۲) و باقرزاده آذر و همکاران[3] (۲۰۱۷) در خصوص شیوعِ به ترتیب، ۴۵ و ۴۹ درصدی ناامنی غذایی در مناطق روستایی استان همدان، قابل قیاس و تا حدودی دارای نزدیکی است.

در ادامه، به منظور پیش‌بینی تغییرات شاخص امنیت غذایی در دشت همدان- بهار در سناریوهای اقلیمی، الگوی رگرسیون امنیت غذایی رابطهٔ ۹، به صورت لگاریتمی، با استفاده از تکنیک OLS و در

1. National Nutrition and Food Technology Research Institute (2022)
2. Rezaeifar *et al*. (2022)
3. Bagherzadeh Azar *et al*. (2017)

قالب الگوهای سری زمانی در دورهٔ ۱۳۹۷-۱۳۷۰، برآورد گردید که نتایج حاصل، در جدول ۷ ارائه شده است. همان‌گونه که در این جدول ملاحظه می‌شود، با توجه به ضرایب برآوردی در الگوی لگاریتمی مورد بحث، با افزایش ۱ درصدی هر یک از متغیرهای درآمد خانوار، برداشت آب زیرزمینی، قیمت و تولید محصولات کشاورزی، شاخص امنیت غذایی HCES در منطقه، به ترتیب، به میزان ۰/۸۹۸ درصد افزایش، ۰/۳۳۵ درصد کاهش، ۰/۰۸۹ درصد کاهش و ۰/۲۱۴ درصد افزایش خواهد یافت.

با توجه به کشش‌های برآوردی و نیز با در نظر گرفتن میزان تغییر هر یک از متغیرهای مذکور در سناریوهای اقلیمی (جدول ۴)، میزان تغییر شاخص امنیت غذایی در هر سناریو، محاسبه و با توجه به شاخص محاسباتی در سال پایه، مقدار شاخص HCES در افق برنامه‌ریزی تحقیق برآورد شد.

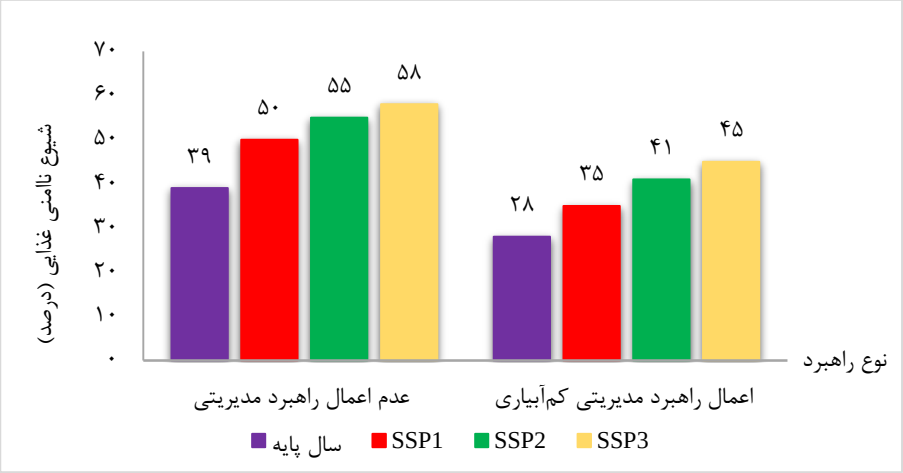
جدول ۷: نتایج حاصل از برآورد الگوی رگرسیون امنیت غذایی در دشت همدان- بهار

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
ضریب ثابت	۰/۸۴۰	-۰/۵۴۴	۰/۵۹۵
جمعیت	۰/۰۱۳	۱/۶۸۲	۰/۱۰۱
تحصیلات خانوار	۰/۰۳۷	۱/۸۵۰	۰/۰۸۴
درآمد خانوار	۰/۸۹۸	۷/۷۸	۰/۰۰۰
برداشت آب زیرزمینی	-۰/۳۳۵	-۳/۵۰۸	۰/۰۰۳
قیمت محصولات کشاورزی	-۰/۰۸۹	-۳/۰۰۷	۰/۰۲۱
تولید محصولات کشاورزی	۰/۲۱۴	۲/۲۴۶	۰/۱۰۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر این اساس، شاخص امنیت غذایی HCES در دشت همدان- بهار در سناریوهای اقلیمی SSP1، SSP2 و SSP3، به ترتیب، برابر ۵۰، ۴۵ و ۴۲ درصد خواهد بود. لذا با توجه به مقدار این شاخص (برابر با ۶۱ درصد در سال پایه)، می‌توان دریافت که تغییرات اقلیم، موجب کاهش امنیت غذایی منطقه در افق برنامه‌ریزی تحقیق خواهد شد.

در ادامه در نمودار ۱، نتایج حاصل از اعمال راهبرد مدیریتی کم‌آبیاری جهت سازگاری با پیامدهای تغییرات اقلیم بر امنیت غذایی در بخش کشاورزی منطقه، ارائه شده، و لازم به ذکر است که در نمودار ذیل، شیوع ناامنی غذایی که از نظر مقدار و مفهوم، به عنوان مکمل شاخص امنیت غذایی تعبیر می‌شود، ارائه گردیده است.



نمودار ۱: نتایج اعمال راهبرد مدیریتی کم‌آبیاری بر شاخص امنیت غذایی منطقه در سناریوهای اقلیمی

بر اساس نتایج نمودار فوق، شیوع ناامنی غذایی، پس از اعمال راهبرد مدیریتی کم‌آبیاری در بخش کشاورزی منطقه، در سال پایه و در سناریوهای اقلیمی SSP1، SSP2 و SSP3 در افق برنامه‌ریزی تحقیق، به ترتیب، برابر ۲۸، ۳۵، ۴۱ و ۴۵ درصد خواهد بود. لذا مقدار شاخص در مقایسه با شرایط عدم اعمال راهبرد مدیریتی، به میزان ۱۱ تا ۱۵ درصد بهبود خواهد یافت.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

اجرای این پژوهش با هدف تحلیل و ارزیابی آثار تغییرات اقلیم بر امنیت غذایی در بخش کشاورزی دشت همدان- بهار در قالب سناریوهای اقلیمی و در یک دورهٔ برنامه‌ریزی ۲۰ ساله، طرح‌ریزی گردید. بر اساس نتایج حاصل، تغییر شرایط اقلیمی کنونی در سال‌های پیش‌رو، آثار شایان توجهی بر بخش کشاورزی منطقه در پی خواهد داشت. وقوع این شرایط از طریق اثرگذاری منفی بر دسترسی به منابع آب زیرزمینی و نیز عملکرد اغلب محصولات، موجب کاهش تولید و افزایش قیمت مواد غذایی می‌گردد. مجموع تغییرات مذکور، آثاری نامطلوب بر درآمد خالص مزرعه خواهد داشت و رفاه تولیدکنندگان و به تبع آن، ارکان مختلف امنیت غذایی خانوارهای کشاورز را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد. در این شرایط، با توجه به اینکه اجتناب از اشکال مختلف سناریوهای اقلیمی، ناممکن می‌نماید، لازم است راهبردهای سازگاری با پدیدهٔ مذکور، در جهت تخفیف یافتن آثار منفی آن بر امنیت غذایی منطقه اعمال گردد. بر این اساس، راهبرد مدیریتی کم‌آبیاری در منطقه، مورد بررسی قرار گرفت که نتایج حاصل، مؤید اثرگذاری مثبت این راهبرد در بهبود ابعاد مختلف امنیت غذایی در منطقه است. لذا با توجه به نتایج، پیشنهاد می‌گردد که راهبردهای مدیریتی با تأکید بر اعمال روش‌های کم‌آبیاری در بخش کشاورزی دشت همدان- بهار، در دستور کار قرار گیرند.

References

Aborisade, B., & Bach, C. (2014). "Assessing the Pillars of Sustainable Food Security". European International Journal of Science and Technology, 3(4): 117-125.

Absar, S. M., & Preston, B. L. (2015). "Extending the Shared Socioeconomic Pathways for Sub-national Impacts, Adaptation, and Vulnerability Studies". Global Environmental Change, 33: 83-96.

Afruzi, A., & Zare Abyaneh, H. (2020). "Investigation of Agricultural Water Demand under the Combination Scenarios of Climate Change, Irrigation Efficiency Enhancement, Cropping Pattern Changes, and the Development of Early-maturing Cultivars: A Case Study of Hamedan-Bahar plain". Iranian Journal of Irrigation and Drainage, 14(1): 61-75, (in Farsi).

Bagherzadeh Azar, F., Ranjpour, R., Karami Takanlou, Z., Motaffaker Azad, M., & Assadzadeh, A. (2017). "The Impact of Economic Variables on Food Security in the Provinces of Iran: Measuring and Comparing". Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 3(4): 47-76, (in Farsi).

Baniasadi, M., Zare Mehrjordi, M., Mehrabi Boshrababd, H., Mirzaei, H., & Rezaei Estakhrooye, A. (2018). "Social Welfare Decreases due to the Drop in Groundwater Level (Case Study of Wheat Farmers in Orzuiyeh Plain)". Agricultural Economics and Development, 26(2): 165-194, (in Farsi).

Barikani, E., Shajari, S., & Amjadi, A. (2008). "Price and Income Elasticity of Demand for Food in Iran: A Dynamic Demand System". Agricultural Economics and Development, 15(4): 125-145, (in Farsi).

Bayatvarkeshi, M., Fasihi, R., & Zare Abyaneh, H. (2018). "Numerical Simulation of Groundwater Flow Path in Hamadan-Bahar Aquifer". Iranian Journal of Health and Environment, 11(1): 49-62, (in Farsi).

Belloumi, M. (2014). "Investigating the Linkage between Climate Variables and Food Security in ESA Countries". AGRODEP Working Paper 0004.

Bohmelt, T. (2017). "Employing the Shared Socioeconomic Pathways to Predict CO_2 Emissions". Environmental Science & Policy, 75: 56-64.

Borlizzi, A., Delgrossi, M. E., & Cafiero, C. (2017). "National Food Security Assessment through the Analysis of Food Consumption Data from Household Consumption and Expenditure Surveys: The Case of Brazil's Pesquisa de Orçamento Familiares 2008/09". Food Policy, 72: 20-26.

Bruinsma, J. (2017). *World Agriculture: Towards 2015- 2030*. FAO, Rout ledge.

Doorenbos, J., & Kassam, A. H. (1979). "Yield Response to Water". FAO Irrigation and Drain Paper, No. 33, FAO, Rome, Italy.

FAO, (2022). https://www.fao.org/

Farsi Aliabadi, M., Daneshvar Kakhki, M., Sabouhi Sabouni, M., Dourandish, A., & Amadeh, H. (2020). "Determination of Factors Affecting the Prevalence of Undernourishment in Rural Areas of Iran". Village and Development, 23(3): 27-49, (in Farsi).

Garbrecht, J., Van Liew, M., & Brown, G. O. (2004). "Trends in Precipitation, Streamflow and Evapotranspiration in the Great Plains of the United States". J. Hydrol. Eng., 9: 360-367.

Gohar, A. A., & Cashman, A. (2016). "A Methodology to Assess the Impact of Climate Variability and Change on Water Resources, Food Security and Economic Welfare". Agricultural Systems, 147: 51-64.

Howitt, R. E. (1995). "Positive Mathematical Programming". Am. J. Agric. Econ, 77(2): 329-342.

Huang, Q., Howitt, R., & Rozelle, S. (2012). "Estimating Production Technology for Policy Analysis: Trading off Precision and Heterogeneity". Journal of Productivity Analysis, 38(2): 219-233.

Iran Ministry of Agriculture Jihad, (2022). https://www.maj.ir/

Irmak, S., Odhiambo, L. O., Specht, J. E., & Djaman, K. (2013). "Hourly and Daily Single and Basal Evapotranspiration Crop Coefficients as a Function of Growing Degree Days, Days After Emergence, Leaf Area Index, Fractional Green Canopy Cover, and Plant Phenology for Soybean". Trans. ASABE, 56: 1785-1803.

Jozi, A., Safa, L., & Salali Moghadam, N. (2020). "A Study on the Effects of Nutritional Awareness and Attitude on Rural Households' Food Security Level (The Case of Zanjan County)". Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research, 51(4): 715-730, (in Farsi).

Karimi, S., Rasekhi, S., & Ehsani, M. (2009). "An Investigation of the Demand for Subsidized Food in Urban Areas of Iran, Using AIDS Model for Subsidy Allocation Priority". Iranian Journal of Economic Research, 13(39): 147-166, (in Farsi).

Kiani Ghalehsard, S., Shahraki, J., Akbari, A., & Sardar Shahraki, A. (2020). "Investigating the Effects of Climate Change on Food Security of Iran". Journal of Natural Environmental Hazards, 8(22): 19-40, (in Farsi).

Kotagama, H., Al Jabri, S. A. N., Boughanmi, H., & Guizani, N. (2014). *Impact of Food Prices, Income and Income Distribution on Food Security in Oman*. In Environmental Cost and Face of Agriculture in the Gulf Cooperation Council Countries (pp. 145-161). Springer, Cham.

Lipper, L., Thornton, P., Campbell, B. M., Baedeker, T., Braimoh, A., Bwalya, M., Caron, P., Cattaneo, A., Garrity, D., Henry, K., & Hottle, R. (2014). "Climate Smart Agriculture for Food Security". Nature Climate Change, 4(12): 1068.

Liu, W. Z., Hunsaker, D. J., Li, Y. S., Xie, X. Q., & Wall, G. W. (2002). "Interrelations of Yield, Evapotranspiration and Water Use Efficiency from Marginal Analysis of Water Production Function". Agric. Water Manag, 56: 143-151.

Moazzezi, F., Yavari, G. R., Mosavi, S. H., & Bagheri, M. (2020). "Assessing the Impact of Climate Change on Agriculture in Hamedan-Bahar Plain with Emphasis on Water Productivity and Food Security". Journal of Agricultural Economics and Development, 34(3): 305-323, (in Farsi).

Moltedo, A., Troubat, N., Lokshin, M., & Sajaia, Z. (2014). *Analyzing Food Security Using Household Survey Data*. Washington, DC: The World Bank.

Momeni, S., & Zibaei, M. (2013). "The Potential Impacts of Climate Change on the Agricultural Sector of Fars Province". Journal of Agricultural Economics and Development, 27(3): 169-179, (in Farsi).

Mosavi, S. H. M., Alipour, A. R., & Arjomandi, A. (2018). "The Role of Climatic Distinctions in the Growth Process of Agricultural Sector in Iran". Agricultural Economics and Development, 26(2): 1-29, (in Farsi).

Mosavi, S. H., Soltani, S., & Khalilian, S. (2020). "Coping with Climate Change in Agriculture: Evidence from Hamadan-Bahar Plain in Iran". Agricultural Water Management, 241: 106332.

National Nutrition and Food Technology Research Institute. (2022). https://www.sbmu.ac.ir/index.jsp?siteid=199

Nikouei, A. R., & Zibaei, M. (2012). "Water Resources Management and Food Security in Zayandeh-Rud Basin: An Integrated River Basin Analysis". Journal of Agricultural Economics and Development, 26(3): 183-196, (in Farsi).

Pakravan, M., Hosseini, S., Salami, H., & Yazdani, S. (2015). "Identifying Effective Factors on Food Security of Iranian's Rural and Urban Household". Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research, 46(3): 395-408, (in Farsi).

Parhizkari, A., & Yazdani, S. (2017). "Assessment of the Economic and Hydrological Effects of the Climate Change on Kharrood Watershed". Iranian Journal of Ecohydrology, 4(3): 711-724, (in Farsi).

Ravand, L., Dourandish, A., & Sabuhi, M. (2018). "Effect of Trade Liberalization on Production, Consumption and Trade of Rice". Journal of Agricultural Economics and Development, 32(3): 199-212, (in Farsi).

Regional Water Company of Hamadan. (2022). https://www.hmrw.ir/st/72

Rezaeifar, M., Khalilian, S., & Najafi Alamdarlo, H. (2022). "Spatial Distribution of Food Insecurity in Urban and Rural Areas of Iran". Agricultural Economics, 16(1): 99-121, (in Farsi).

Sabouhi, M., & Ahmadpour, M. (2012). "Estimation of Iran Agricultural Products Demand Functions Using Mathematical Programming (Application of Maximum Entropy Method)". Agricultural Economics, 6(1): 71-91, (in Farsi).

Safari Shad, M., Habibnejad Roshan, M., Solaimani, K., Ildoromi, A., & Zeinivand, H. (2017). "The Potential Effects of the Climate Change on the River Flow in Hamadan Watershed-Bahar". Hydrogeomorphology, 3(10): 81-98, (in Farsi).

Soltani, S., & Mosavi, S. H. (2016). "Deficit Irrigation Strategy and Improving Irrigation Technology; The Optimal Adaptation in Coping with Climatic Change". Agricultural Economics, 9(4): 121-149, (in Farsi).

Soltani, S., Mosavi, S. H., Khalilian, S., & Najafi Alamdarlo, H. (2022). "The Effects of Climate Change and Climate Variability on Economic Surplus of Producers and Consumers in the Agricultural Sector of Hamadan-Bahar Plain". Iranian Journal of Agricultural Economics and Development Research, 10.22059/ijaedr.2022.341524.669140, (in Farsi).

Songew, V. (2012). Strategies to Improve Food Security in Africa. FORESIGHT AFRICA, 26.

Sudaryanto, T. (2010). *Strategy and Policy to Strengthen National Food Security: Lesson from Indonesia*. Indonesian Center for Agriculture Socio Economic and Policy Studies (ICASEPS).

Wang, J. (2010). "Food Security, Food Prices and Climate Change in China: A Dynamic Panel Data Analysis". Agriculture and Agricultural Science Procedia, 1: 321-324.

World Bank, (2022). https://www.worldbank.org/

Zhang, H., Wang, X., You, M., & Liu, C. (1999). "Water-yield Relations and Water-use Efficiency of Winter Wheat in the North China Plain". Irrig. Sci, 19: 37-45.

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.23, No.2, Summer 2023, P: 249-274

Assessing the effects of climate change on the prevalence of food insecurity with emphasis on the role of water resources management in Hamadan-Bahar plain

Shiva Soltani[1]
Seyed Habibollah Mosavi[2]
Sadegh Khalilian[3]
Hamed Najafi Alamdarlo[4]

Received: 2022-8-27 Accepted: 2022-9-19

Aim and Introduction
The health and food security of a country depends on the production of the agricultural sector, and any disturbance in the production process of this sector can threaten the food security of households. Among the challenges affecting the agricultural sector, climate change is of double importance due to its direct impact on crop yield and water resources. The occurrence of climate change through changes in the supply and price of crops, overshadows the producer surplus in this sector. This is despite the fact that, according to previous studies, climate change in the coming decades will be a visible phenomenon in most plains of Iran, and this issue will have negative consequences on water resources and, as a result, on the production of crops and food security. Therefore, considering the importance of food supply in the process of economic development, it is necessary to investigate the impact of food security on climate change and the welfare effects of this phenomenon in Iran. According to this approach, in the present study, the potential effects of different climatic scenarios on the cultivation pattern of the Hamadan-Bahar plain, considering 2018 as the base year, were investigated, and the impact of water resources, production, income and food security in the agricultural sector of this plain was evaluated.

Methodology
In this study, the dynamic positive mathematical programming(PMP) approach in endogenous price conditions was used. The experimental model, consisting of 18 crops and two types of irrigation technologies, was developed based on the information of 2018 as the base year and in a 20-year planning horizon. This model's objective function is to maximize the present value of net farm income. Resource constraints used in the experimental model include water, land, capital, labor, and chemical fertilizers, with chemical fertilizer restrictions repeated for each nitrogen, phosphate, and potash fertilizers. Finally, the GAMS software and

1. PhD Student, Department of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, E-mail: sh.soltani@modares.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, (Corresponding Author), E-mail: shamosavi@modares.ac.ir
3. Associate Professor of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, E-mail: khalil_s@modares.ac.ir
4. Associate Professor of Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, E-mail: hamed_najafi@modares.ac.ir

CONOPT3 algorithm were used for data analysis. In the meteorological dimension of the model, the climatic measurement of rainfall was studied in the form of SSP climatic scenarios. Accordingly, the rate of evapotranspiration of crops and, consequently, the production and yield of crops in the region due to climate change were estimated and integrated into the PMP model. Each of these relationships is responsible for providing some of the information needed in the experimental research model. Finally, the dynamic endogenous price optimization framework was estimated as a unit pattern. After evaluating the changes in the income of farmer households and crop pattern in the face of climate change, the food security index was calculated in the different climate scenarios. In the final stage of the research, management strategies were evaluated in the agricultural sector of the Hamadan-Bahar plain to reduce the negative effects of climate change on the food security.

Results and Discussion

The results showed that the annual cumulative rainfall values of the Hamadan-Bahar plain in the next 20-year period would have a decreasing trend in all climate scenarios, so that in the SSP1, SSP2 and SSP3 scenarios, the average rainfall would be 303, 272 and 252 mm, respectively. Meanwhile, the amount of precipitation in the base year of this research (2018) is reported as 323 mm. Also, the results showed that with the considering an optimistic approach in predicting climate changes (SSP2 scenario), along with the increase of extraction from underground water sources by 13%, the increase in average price of agricultural products by 34% and the decrease in production by 5% in the 20-year planning period compared to the base year, the present value of net producer income and the food security index in the agricultural sector of the region would decrease by 17 and 11 percent, respectively. However, the adoption of management strategies such as the optimal deficit irrigation would improve the food security of the plain by 11 to 15 percent.

Conclusion

The change in the climate conditions in the coming years would have negative effects on the food security conditions in the agricultural sector of the Hamadan-Bahar plain. In this situation, considering that it is impossible to avoid different forms of climate scenarios, it is necessary to apply strategies to adapt to the mentioned phenomenon. Based on this, the optimal deficit irrigation, as a management strategy, was investigated, and the results confirm the positive effect of this strategy in improving the food security index in the region. Therefore, according to the results, management strategies with emphasis on deficit irrigation in the agricultural sector of Hamadan-Bahar plain should be put on the agenda.

Keywords: Rainfall, Production, Groundwater Resources, Dynamic Pattern, Food Insecurity
JEL Classification: C02, C22, C33, C46, C61, Q25, Q54

Quarterly Journal of
The Economic Research (Sustainable Growth and Development)

Tarbiat Modares University

The Economic Research Center (ERC)
Vol. 23, No. 2, Summer, 2023

Contents Page

■ Investigating the Effects of Human Development, Political Development and Civil Liberties Indicators on Environmental Quality
Bakhtiar Javaheri (Ph.D.), Homeyra Shahveisi (M.A.) and Samira Mohammady (M.A.) 1

■ Analysis and Investigation of the Impact of Privatization on Environmental Pollution in Iran: Application of TVP-VAR Method
Saman Ghaderi (Ph.D), Ramin Amani (M.A.) and Mahabad Amini (M.A.)..... 27

■ Role of Mutual funds in Economic Growth in Iran
Mostafa Karami Ardali (Ph.D.), Hussein Marzban (Ph.D.), Alihossein Samadi (Ph.D.) and Amin Nazemi (Ph.D).....67

■ The Effect of Taxation on Financial Services on Economic Growth in Iran
Amir Jabbari (Ph.D.), Narges Moradkhani (Ph.D.) and Shiva Habibzadeh (M.A.) 91

■ Investigating the Impacts of Foreign Direct Investment and Exchange Rate on Tourism in Iran: Evidence from the NARDL Approach
Behnam Elyaspour (Ph.D.) and Narges Sanjari Konarsandal (M.A.)..... 119

■ The Key to Solve the Corruption problem: Gender, Government, Religions and their Impact on Each Other
Naime Hamidi (Ph.D.), Karim Azarbayjani (Ph.D.) and Morteza Sameti (Ph.D.)..... 145

■ The Effect of Concentration Index on the Profitability in the Banking System of the Member Countries of the Organization of Islamic Cooperation
Marzieh Rafiean Esfahani (Ph.D.), Saeed Daei Karimzadeh (Ph.D.), Mahshid Shahchera (Ph.D.) and Sara Ghobadi (Ph.D.) 169

■ Investigating the Effects of Monetary Policy Shocks on Stock Price Bubbles: The Application of Structural Vector Autoregression with Time-Varying Parameters (SVAR-TVP)
Mina Naderi (Ph.D.), Arash Hadizadeh (Ph.D.) and Akbar Mirzapour Babajan (Ph.D.) 193

■ Comprehensive Combined Index of Vulnerability and Resilience in Selected Countries (G7 and MENA); Graph Theory Approach
Mozhgan Moallemi (Ph.D.), Yegane Moosavi Jahromi (Ph.D.), Alireza Sharif Moghadasi (Ph.D.) and Maryam Ramezani (M.A.) 219

■ Assessing the effects of climate change on the prevalence of food insecurity with emphasis on the role of water resources management in Hamadan-Bahar plain
Shiva Soltani (Ph.D.), Seyed Habibollah Mosavi (Ph.D.), Sadegh Khalilian (Ph.D.) and Hamed Najafi Alamdarlo (Ph.D.)..... 249

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. 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.2, Summer, 2023

- **Investigating the Effects of Human Development, Political Development and Civil Liberties Indicators on Environmental Quality**
  B. Javaheri (Ph.D.), H. Shahveisi (M.A.) and S. Mohammady (M.A.)...1-25
- **Analysis and Investigation of the Impact of Privatization on Environmental Pollution in Iran: Application of TVP-VAR Method**
  S. Ghaderi (Ph.D), R. Amani (M.A.) and M. Amini (M.A.)..... 27-65
- **Role of Mutual funds in Economic Growth in Iran**
  M. Karami Ardali (Ph.D.), H. Marzban (Ph.D.), A.h. Samadi (Ph.D.) and A. Nazemi (Ph.D.)..... 67-90
- **The Effect of Taxation on Financial Services on Economic Growth in Iran**
  A. Jabbari (Ph.D.), N. Moradkhani (Ph.D.) and Sh. Habibzadeh (M.A.)... 91-118
- **Investigating the Impacts of Foreign Direct Investment and Exchange Rate on Tourism in Iran: Evidence from the NARDL Approach**
  B. Elyaspour (Ph.D.) and N. Sanjari Konarsandal (M.A.)..... 119-144
- **The Key to Solve the Corruption problem: Gender, Government, Religions and their Impact on Each Other**
  N. Hamidi (Ph.D.), K. Azarbayjani (Ph.D.) and M. Sameti (Ph.D.)... 145-168
- **The Effect of Concentration Index on the Profitability in the Banking System of the Member Countries of the Organization of Islamic Cooperation**
  M. Rafiean Esfahani (Ph.D.), S. Daei Karimzadeh (Ph.D.), M. Shahchera (Ph.D.) and Sara Ghobadi (Ph.D.) 169-191
- **Investigating the Effects of Monetary Policy Shocks on Stock Price Bubbles: The Application of Structural Vector Autoregression with Time-Varying Parameters (SVAR-TVP)**
  M.Naderi (Ph.D.), A. Hadizadeh (Ph.D.) and A. Mirzapour Babajan (Ph.D.)... 193-218
- **Comprehensive Combined Index of Vulnerability and Resilience in Selected Countries (G7 and MENA); Graph Theory Approach**
  M. Moallemi (Ph.D.), Y. Moosavi Jahromi (Ph.D.), A. Sharif Moghadasi (Ph.D.) and M. Ramezani (M.A.)..... 219-247
- **Assessing the effects of climate change on the prevalence of food insecurity with emphasis on the role of water resources management in Hamadan-Bahar plain**
  Sh. Soltani (Ph.D.), S.H. Mosavi (Ph.D.), S. Khalilian (Ph.D.) and H. Najafi Alamdarlo (Ph.D.) 249-274