

فصلنامه علمی

پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)

سال بیست و چهارم - شماره چهارم - زمستان ۱۴۰۳ - شماره پیاپی: ۹۶



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



ارتباط بین سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی با تأکید بر مخارج آموزش عمومی:
کاربردی از الگوهای DSGE
یحیی محقق، هاشم زارع و مهرزاد ابراهیمی..... ۱-۲۷

اثر تحول تکنولوژی سبز و شکاف تکنولوژی بر تجارت بین الملل کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته
مهرنوش پانیمار و زهرا زمانی..... ۲۹-۵۲

تبیین و تحلیل عوامل موثر بر تراز تجاری دو جانبه آب مجازی با رویکرد توسعه پایدار و تأکید بر الگوی جاذبه
سپیده عامری گلستان، صادق بختیاری و سارا قبادی..... ۵۳-۶۸

رانت منابع طبیعی و توسعه مالی: آزمون فرضیه نفرین منابع مالی در ایران
مجید آقایی، مهدیه رضاقلی زاده، محمد عبدی سیدکلایی و رواء موسوی..... ۶۹-۱۰۳

حساسیت اضافی و توسعه مالی: مطالعه موردی خانوارها در ایران
امینه محمودزاده، کامیاب رجبی زاده و مجید عینیان..... ۱۰۵-۱۳۰

نگاه پویایی-شناسانه به عوامل موجد فقر در جمهوری اسلامی ایران
زهرا آذری، پرویز محمدزاده و داوود بهبودی..... ۱۳۱-۱۶۰

طراحی یک الگوی هشدار بحران ارزی برای اقتصاد ایران رویکرد پروبیت
محمدجواد خسروسرشکی و یاور دشتبانی..... ۱۶۱-۱۸۹

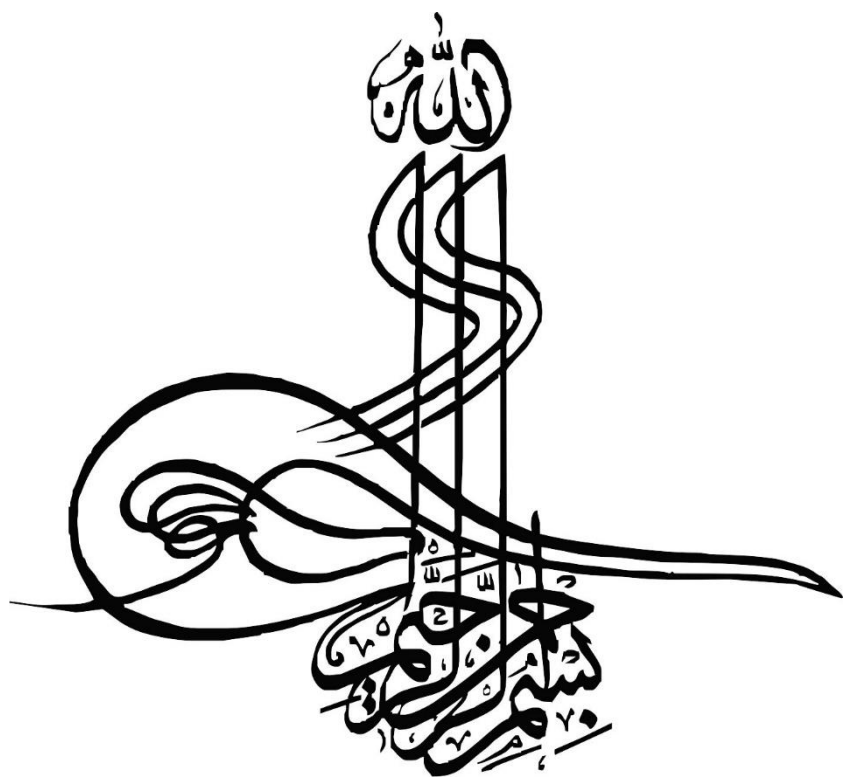
تحلیل رابطه پیشرفت اجتماعی و رشد اقتصادی مبتنی بر الگوی معادلات همزمان داده‌های تابلویی
سید احسان حسینی دوست، اکبر خدابخشی و سعیده احمدی..... ۱۹۱-۲۱۸

بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرایم خشن: شواهدی از استان‌های ایران
غلامرضا زمانیان، فرناز دهقان، فروزان فلاحتی و علی داوری..... ۲۱۹-۲۴۳

بررسی اثر معافیت‌های مالیاتی بر روی مخارج تحقیق و توسعه در ایران
سعید درخشی مقدم، بهرام سبحانی، حسن حیدری و سجاد برخورداری..... ۲۴۵-۲۷۰

تحلیل تأثیر مالیات بر خانه‌های خالی بر حباب قیمت مسکن (مورد: شهر شیراز)
سارا پرنگ، زهرا دهقان شبانی، ابراهیم هادیان و علی عسگری..... ۲۷۱-۳۰۰

بررسی منحنی لافر و کشش درآمد مشمول مالیات: تأثیر کسورات مالیاتی در یک مدل تعادل عمومی پویا
ناهید گوهر تاش، روح‌الله شهنازی، احمد صدراپی جواهری، محبوبه جعفری و پرویز رستم زاده..... ۳۰۱-۳۲۶





فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه بایدار)



فصلنامه علمی - پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و چهارم - شماره چهارم - زمستان ۱۴۰۳

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

مدیر مسئول: پرستو محمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

سر دبیر: مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان - اصفهان - ایران

هیأت تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

مصطفی سلیمی فر

استاد دانشگاه فردوسی مشهد - مشهد - ایران

حسین صادقی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان - اصفهان - ایران

عباس عساری آرائی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مرتضی عزتی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

کاظم یآوری

دانشیار دانشگاه یزد - یزد - ایران

حسین اصغرپور

استاد دانشگاه تبریز - تبریز - ایران

مجید احمدیان

استاد دانشگاه تهران - تهران - ایران

عبدالمجید جلایی

استاد دانشگاه شهید باهنر - کرمان - ایران

یداله دادگر

استاد دانشگاه شهید بهشتی - تهران - ایران

سعید راسخی

استاد دانشگاه مازندران - بابلسر - ایران

منصور زراءنژاد

استاد دانشگاه شهید چمران - اهواز - ایران

Srdjan Redzepagic

Professor of Economics - University Côte

d'Azur (University Nice Sophia Antipolis)

Nice - France

دبیران تخصصی: (به ترتیب حروف الفبا)

مرتضی عزتی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

امیرحسین مزینی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

علی محمد احمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

لطیفعلی عاقلی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

تیم پشتیبانی کننده:

ویراستار فارسی: فاطمه هادی

ویراستار انگلیسی: محمد منصوری

مدیر داخلی فصلنامه: مریم طالبی

صفحه آرایی: مریم طالبی و مرضیه ارغوانی

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

این فصلنامه هم اکنون در پایگاه‌های زیر نمایه می‌گردد:

DOAJ

AEA Electronic Indexes (e-JEL & Econlit)

Google Scholar

International Standard Serial Number (ISSN)

ICI Journals Master List (Index Copernicus)

پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC)

پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)

پایگاه مجلات تخصصی نور وابسته به مرکز تحقیقاتی علوم اسلامی (CRCIS)

پایگاه مجلات تخصصی نور (Noor mags)

بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)

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

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

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

تلفن: ۸۲۸۸۳۹۰۷ دورنگار: ۸۲۸۸۳۹۲۳ پست الکترونیکی: jerc@modares.ac.ir

آدرس اینترنتی: <http://ecor.modares.ac.ir>

راهنمای تنظیم و ارسال مقالات

- ۱- مقاله ارسالی از ۲۵ صفحه ۳۰ سطری با طول سطر ۱۲ سانتیمتر (هر صفحه ۲۵۰ کلمه) تجاوز نکند.
حاشیه مقاله: بالا ۳ سانتیمتر، پایین ۱ سانتیمتر، راست ۲٫۵ سانتیمتر و چپ ۲ سانتیمتر
قلم متن فارسی B Nazanin معمولی با اندازه ۱۱٫۵ و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه ۱۰٫۵ باشد.
قلم پاورقی فارسی B Nazanin معمولی با اندازه ۱۰٫۵ و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه ۹ باشد.
تمام عددهای داخل متن (به جز پانویس انگلیسی) و جدولها به فارسی باشند.
- ۲- فایل اصل مقاله در قالب word و مطابق با فرمت نشریه به راهنمای نویسندگان در سایت فصلنامه مراجعه فرمایید.
- ۳- جهت ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی فصلنامه <http://ecor.modares.ac.ir> و یا www.jecon.ir مراجعه و پس از ثبت نام و دریافت شناسه کاربری نسبت به ارسال مقاله خود اقدام فرمایید
- ۴- مقاله ارسالی باید دارای بخشهای زیر باشد:
الف) چکیده فارسی مقاله، حداکثر در ۲۵۰ کلمه و چکیده انگلیسی آن مبسوط (۷۵۰ تا ۱۰۰۰ کلمه) باشد.
ب) واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آنها (حداکثر ۵ واژه).
ج) معرفی نویسنده (نام و نام خانوادگی، مدرک تحصیلی، رشته و گرایش، رتبه علمی، آدرس محل کار، تلفن تماس محل کار، نامبر و پست الکترونیکی برای درج در فصلنامه).
د) درج معادل لاتین اسامی و اصطلاحات مهجور در پایین هر صفحه ضروری است.
ه) درج JEL (طبقه‌بندی موضوعی) در انتهای واژگان کلیدی؛ برای طبقه‌بندی JEL می‌توانید از آدرس اینترنتی https://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html استفاده نمایید.
- ۵- در سازماندهی مقاله، این ترتیب رعایت شود: عنوان مقاله، نام نویسندگان، چکیده فارسی، واژگان کلیدی، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، متن مقاله، نتیجه‌گیری، فهرست منابع و مآخذ و چکیده انگلیسی مبسوط.
- ۶- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این شکل نوشته شود: نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار و شماره جلد و شماره صفحه (مظفر ۱۳۷۵، ج ۱، ص ۱۱) در صورت تکرار بلافاصله همان منبع، کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.
تمامی منابع باید براساس استاندارد رفرنس‌نویسی APA باشد. لیست منابع باید ابتدا به ترتیب الفبایی مرتب و به زبان انگلیسی نوشته شوند.
- الف) برای کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.
ب) برای مقاله: نام خانوادگی، نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه و شماره مجله.
ج) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.
درج شناسه DOI (در صورت وجود) در انتهای هر رفرنس الزامی است.
- در انتهای منابع فارسی که به انگلیسی برگردان شده است ضروری است عبارت (In Persian) در انتهای منبع داخل پرانتز ذکر شود.
- ۷- سپاسگزاری: یکی از بخش‌های مقاله سپاسگزاری از تأمین کنندگان بودجه و امکانات و اشخاص دیگر که در انجام تحقیق کمک کرده‌اند، می‌باشد. اسامی سازمان‌های تأمین‌کننده باید به‌طور کامل و مطابق با معیارهای سازمان مورد نظر ذکر شود.

سایر نکات

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

فهرست مطالب

صفحه

عنوان

ارتباط بین سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی با تأکید بر مخارج آموزش عمومی: کاربردی از الگوهای DSGE	
یحیی محقق، هاشم زارع و مهرزاد ابراهیمی.....	۱
اثر تحول تکنولوژی سبز و شکاف تکنولوژی بر تجارت بین الملل کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته مهرنوش پاتیمار و زهرا زمانی.....	۲۹
تبیین و تحلیل عوامل موثر بر تراز تجاری دو جانبه آب مجازی با رویکرد توسعه پایدار و تأکید بر الگوی جاذبه	
سپیده عامری گلستان، صادق بختیاری و سارا قبادی.....	۵۳
رانت منابع طبیعی و توسعه مالی: آزمون فرضیه نفرین منابع مالی در ایران مجید آقایی، مهدیه رضاقلی زاده، محمد عبدی سیدکلایی و رواء موسوی.....	۶۹
حساسیت اضافی و توسعه مالی: مطالعه موردی خانوارها در ایران امینه محمودزاده، کامیاب رجبی زاده و مجید عینیان.....	۱۰۵
نگاه پویایی شناسانه به عوامل موجد فقر در جمهوری اسلامی ایران زهرا آذری، پرویز محمدزاده و داوود بهبودی.....	۱۳۱
طراحی یک الگوی هشدار بحران ارزی برای اقتصاد ایران رویکرد پروبیت محمدجواد خسروسرشکی و یاور دشتبانی.....	۱۶۱
تحلیل رابطه پیشرفت اجتماعی و رشد اقتصادی مبتنی بر الگوی معادلات همزمان داده های تابلویی سید احسان حسینی دوست، اکبر خدابخشی و سعیده احمدی.....	۱۹۱
بررسی رابطه سرمایه گذاری مستقیم خارجی و جرایم خشن: شواهدی از استان های ایران غلامرضا زمانیان، فرناز دهقان، فروزان فلاحتی و علی داوری.....	۲۱۹
بررسی اثر معافیت های مالیاتی بر روی مخارج تحقیق و توسعه در ایران سعید درخشی مقدم، بهرام سبحانی، حسن حیدری و سجاد برخورداری.....	۲۴۵
تحلیل تأثیر مالیات بر خانه های خالی بر حباب قیمت مسکن (مورد: شهر شیراز) سارا پرنگ، زهرا دهقان شبانی، ابراهیم هادیان و علی عسگری.....	۲۷۱
بررسی منحنی لافر و کشش درآمد مشمول مالیات: تأثیر کسورات مالیاتی در یک مدل تعادل عمومی پویا	
ناهید گوهرتاش، روح الله شهنازی، احمد صدراپی جواهری، محبوبه جعفری و پرویز رستم زاده.....	۳۰۱

ارتباط بین سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی با تأکید بر مخارج آموزش عمومی: کاربردی از الگوهای DSGE

یحیی محقق^۱هاشم زارع^۲مهرزاد ابراهیمی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۷

چکیده

نظر به افزایش مشکلات و تخریب زیست محیطی در دو دهه اخیر، انگیزه پژوهش حاضر درک اثر مخارج آموزش عمومی بر رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی ایران با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا و رویکرد بیزین است. بدین منظور از متغیرهای قابل مشاهده، تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، سرمایه گذاری، مخارج دولت و نرخ رشد ناخالص پول در دوره ۱۳۸۳:۰۱-۱۴۰۰:۰۲ استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که افزایش مخارج آموزش عمومی به اندازه یک انحراف معیار، موجب افزایش بهره‌وری نهایی مخارج آموزش خصوصی می‌شود. بنابراین ساعات آموزش، سرمایه‌گذاری در آموزش و متعاقب آن، سرمایه انسانی افزایش می‌یابند. افزایش سرمایه انسانی، موجب افزایش تولید، رشد اقتصادی و کاهش تورم می‌شود. کاهش تورم، افزایش دستمزد حقیقی نیروی کار و در نهایت تمایل خانوار به افزایش عرضه نیروی کار را به دنبال خواهد داشت. مصرف در پاسخ به افزایش دستمزد حقیقی افزایش یافته و رفتار سرمایه‌گذاری بسیار شبیه به رفتار مصرف و تولید است. بنابراین می‌توان اظهار داشت که تکانه مخارج آموزش عمومی مانند یک تکانه انبساطی عملکرد اقتصاد را تحت تأثیر قرار داده و موجب بهبود شرایط اقتصاد شده است. در بخش زیست محیطی، با افزایش سرمایه انسانی، رشد اقتصادی ارتقا یافته و این موضوع منجر به افزایش آلودگی هوا و کاهش کیفیت زیست محیطی شده است. به عنوان توصیه سیاستی، علاوه بر توجه به آموزش و نقش آن در توسعه سرمایه انسانی به عنوان یک سرمایه‌گذاری بلندمدت، بایستی بهبود کیفیت نهادها مد نظر قرار گیرد.

واژگان کلیدی: آلودگی هوا، الگوی رشد درون‌زا، رویکرد بیزین، کارایی انرژی

طبقه‌بندی JEL: C11, H52, I25, O44, Q50

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران (این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول و با راهنمایی دکتر هاشم زارع است).

Yahya.Mohaghegh@gmail.com

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران (نویسنده مسئول)
Hashem.zare@gmail.com

۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
Mhrzad@yahoo.com

۱. مقدمه

جهان در دو دهه گذشته متحمل وخامت شدید محیط زیست شده است. آثار انحرافات اکولوژیکی و تخریب محیط زیست، هشداردهنده است و باعث نگرانی ذی نفعان و دوستداران محیط زیست می شود. این مشکلات، منجر به بلایای زیست محیطی مانند تغییرات شدید آب و هوا و بالا آمدن سطح دریاهای شده است (اوسونتویی و لین، ۲۰۲۲). به همین دلیل، کشورها در تلاش برای رسیدگی به بحران های زیست محیطی و به طور هم زمان رشد اقتصادی هستند (منیر، لین و اسمیت، ۲۰۲۰). اساساً اعتقاد بر این است که تخریب اکوسیستم های بسیاری از کشورها پیامد اقدامات انسانی از جمله صنعتی شدن سریع، رشد جمعیت، گسترش فعالیت های اقتصادی، شهرنشینی و مصرف گسترده سوخت های فسیلی است (دستک و اصلان، ۲۰۲۰؛ اهیگاموسوه، گوپتان و لین، ۲۰۱۹). بدون شک، یکی از عوامل اصلی تغییر اقلیم و تخریب محیط زیست، انتشار دی اکسید کربن (CO_2) ناشی از فعالیت های اقتصادی است (آکوستا کاستلانوس، کوئیرگا-دیوس، هرناندز انسیناس و آکوستا، ۲۰۲۰).

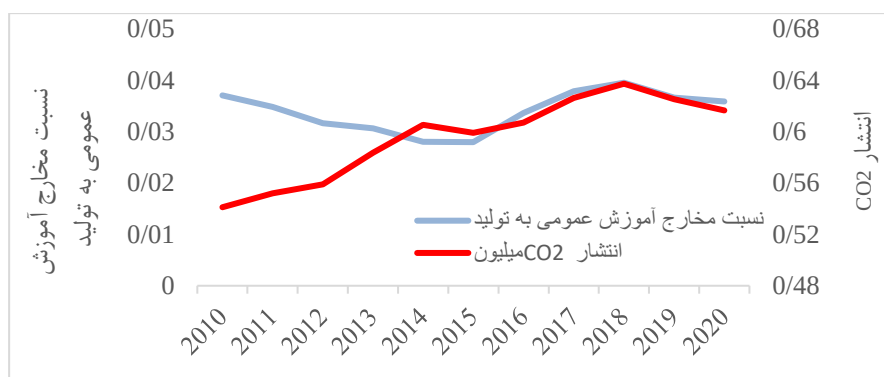
رابطه انتشار دی اکسید کربن - رشد اقتصادی توجه محققان و سیاست گذاران را به کاهش انتشار دی اکسید کربن، بدون تأثیر بر رشد اقتصادی جلب کرده است. ممکن است نیل به این هدف، سخت باشد، اما مطالعات عوامل مختلفی را در ارتباط رشد اقتصادی دی اکسید کربن گنجانده اند، مانند: منابع مختلف انرژی (احمد و همکاران، ۲۰۱۶)، نوآوری های فناورانه (سوهاگ و همکاران، ۲۰۱۵)، جمعیت (بیگم و همکاران، ۲۰۱۵)، توسعه مالی (کومال و عباس، ۲۰۱۵)، شهرنشینی (وانگ و همکاران، ۲۰۱۵) و باز بودن تجارت (نسرین و انور، ۲۰۱۴).

علاوه بر عوامل ذکر شده در بالا، نیاز به ارزیابی سایر عوامل مرتبط مانند سرمایه انسانی برای توسعه سیاست کارآمد وجود دارد. علی رغم نقش گسترده سرمایه انسانی در ارتقای کارایی انرژی و رشد اقتصادی، توسط کارگران ماهر در فرآیند تولید و ترجیح خانوارهای تحصیل کرده به استفاده از لوازم خانگی با کارایی انرژی بالا، محققان محدودی این عامل را در ادبیات موجود گنجانده اند (پاچاوری و جیانگ، ۲۰۰۸؛ دمورگر و فورنیر، ۲۰۱۱؛ برادستاک لی و ژانگ، ۲۰۱۶؛

1. Osuntuyi & Lean (2022)
2. Munir, Lean & Smyth (2020)
3. Destek & Aslan (2020)
4. Ehigiamusoe, Gupta & Lean (2019)
5. Acosta Castellanos, Queiruga-Dios, Hernández Encinas & Acosta (2020)
6. Ahmad et al. (2016)
7. Sohag et al. (2015)
8. Begum et al. (2015)
9. Komal & Abbas (2015)
10. Wang, Chen & Kubota (2015)
11. Nasreen & Anwar (2014)
12. Pachauri & Jiang (2008)
13. Démurger & Fournier (2011)
14. Broadstock, Li & Zhang (2016)

هی و رینر، ۲۰۱۶). آموزش به عنوان یکی از مهم ترین سرمایه گذاری های سرمایه انسانی به شمار می رود و نقشی حیاتی در روند رشد اقتصادی ایفا می کند (بنوس و زوتو، ۲۰۱۴). آموزش در سطح خرد بر جریان درآمد آتی افراد اثر می گذارد و در سطح کل، تصور می شود که نیروی کار با تحصیلات بهتر باعث افزایش موجودی سرمایه انسانی در اقتصاد می شود. افزایش سرمایه انسانی به نوبه خود می تواند آثار خارجی مثبت از جمله جرایم کمتر یا بهبود پیمادهای سلامتی به همراه داشته باشد که از نظر اجتماعی مطلوب هستند و احتمالاً آثار مثبت بر بهره وری خواهند داشت. در واقع، وجود چنین عوامل خارجی مثبتی است که توجیه اقتصادی برای دولت ها فراهم می کند تا از آموزش حمایت کنند (والرو، ۲۰۲۱). اعتقاد بر این است که مخارج عمومی آموزش و سلامت، بهبود سرمایه انسانی، کاهش فقر، رشد و توسعه اقتصادی و کاهش آلودگی (یانگ و همکاران، ۲۰۱۶) را به دنبال خواهد داشت.

شکل (۱) ارتباط میان سهم مخارج آموزش عمومی از تولید ناخالص داخلی و میزان انتشار CO_2 را برای ایران در فاصله زمانی ۲۰۱۰-۲۰۲۰ نشان می دهد:



شکل ۱: ارتباط سهم مخارج آموزش عمومی از تولید ناخالص داخلی و میزان انتشار CO_2 در ایران (۲۰۱۰-۲۰۲۰)
(منبع: بانک جهانی)

با توجه به شکل (۱)، این دو شاخص، در برخی از مقاطع زمانی ارتباط مستقیم و در مقاطع زمانی دیگر ارتباط معکوس دارند.

نظر به اهمیت این ابهام، انگیزه پژوهش حاضر، درک اثر تکانه های مخارج آموزش عمومی بر رشد اقتصاد و کیفیت زیست محیطی ایران است. بدین منظور، با توجه به ویژگی های الگوهای تعادل عمومی

تصادفی پویا^۱ در برآورد آثار تکانه‌های وارد بر اقتصاد، از یک الگوی DSGE متناسب با ساختار اقتصاد ایران و رویکرد بیزین استفاده شده است.

ساختار مطالعه حاضر بدین شرح ساماندهی شده است. در بخش دوم و سوم به ترتیب، ادبیات تجربی و نظری موضوع پرداخته مرور شده است. در بخش چهارم، الگوی DSGE متناسب با شرایط اقتصاد ایران تصریح شده است. در بخش چهارم پارامترهای الگو تخمین زده شده است و در بخش پنجم بررسی توابع عکس‌العمل آنی حاصل از برآورد آمده است. بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته است.

۲. پیشینه پژوهش

توسعه اقتصادی هر کشور به شدت مبتنی بر توسعه انسانی است که ارتباط مستقیمی با سرمایه انسانی دارد. بسیاری از مطالعات خارجی و داخلی اهمیت سرمایه انسانی را در منظرهای مختلف توصیف کرده‌اند، از جمله اینکه سرمایه انسانی منجر به رشد اقتصادی می‌شود (سو^۲ ۲۰۰۴)؛ بلنکوا^۳ ۲۰۰۵)؛ علی، چودری و فاروق^۴ ۲۰۱۲؛ اصغر، اعوان و رحمان^۵ ۲۰۱۲؛ بوکانفوسو، ساوارد و ساوی^۶ ۲۰۱۳؛ گیتو و مانکوسو^۷ ۲۰۱۵؛ قدری و وحید^۸ ۲۰۱۴؛ تقوی و محمدی^۹ ۱۳۸۵؛ برقندان و همکاران^{۱۰} ۱۳۸۹؛ مظفری^{۱۱} ۱۴۰۰).

بنوس و زوتو (۲۰۱۴) تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که رشد اقتصادی کشورهای مختلف بسته به سطح آموزش آن‌ها متفاوت است. مطالعات علی (۲۰۱۷) و لی و چانگ^۹ (۲۰۰۸) نشان می‌دهند که آموزش متوسطه می‌تواند به کاهش فقر و افزایش توسعه اقتصادی کمک کند. بدمن و لی^{۱۰} (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای، اثر مثبت سرمایه انسانی را بر رشد اقتصادی، به دلیل وجود افراد تحصیلکرده، مبتکر و مولد، مستند کردند.

ربیعی (۱۳۸۸) با استفاده از الگوی رشد رومر، اثر متغیرهای سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و تحقیق و توسعه را بر رشد اقتصاد ایران بررسی کرد و نشان داد که هر سه متغیر اثر مثبت بر رشد اقتصاد دارند. محمدی و امیدوار (۱۳۹۴) به ارزیابی اثر تعاملی سرمایه انسانی و نهادها بر رشد اقتصاد ایران پرداختند و نشان دادند که با وجود سرمایه‌گذاری‌های عظیم در سرمایه انسانی که عمدتاً توسط درآمدهای نفتی تأمین مالی شده است، کیفیت پایین نهادها باعث کندی رشد اقتصادی شده است.

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
2. Su (2004)
3. Blankenau (2005)
4. Ali, Chaudhry & Farooq (2012)
5. Asghar, Awan & Rehman (2012)
6. Boccanfuso, Savard & Savy (2013)
7. Gitto, & Mancuso (2015)
8. Qadri, & Waheed (2014)
9. Lee, & Chang (2008)
10. Bodman & Le (2013)

افقه و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی روابط بین تغییرات جمعیتی، سرمایه انسانی و رشد اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد که بین تغییرات جمعیتی و سرمایه انسانی با رشد اقتصادی ارتباط معنی داری وجود دارد.

همچنین سرمایه انسانی نیز به دلیل آموزش، آگاهی و دانش در مورد امنیت انرژی، به افزایش مصرف انرژی تجدیدپذیر کمک می کند (دشا، رابینسون و اسپرول، ۲۰۱۵ و گلگنیس و هریس، ۲۰۱۴).

مهرآرا، رضوی و حمیدی (۲۰۱۵) نشان دادند سرمایه انسانی که با نرخ تحصیلات عالی اندازه گیری می شود، عامل اصلی مصرف انرژی های تجدیدپذیر است و کارایی انرژی های تجدیدپذیر را از طریق نیروی کار ماهر، اشتراک دانش و توسعه اقتصادی ارتقا می دهد. پابلو رومرو و سانچز-برازا (۲۰۱۵) نقش انرژی را در رشد اقتصادی برای کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۴، کشورهای عضو پیمان تجارت آزاد آمریکای شمالی^۵، کشورهای بریک^۶، اروپای شرقی، آسیای شرقی و اتحادیه اروپا مورد مطالعه قرار دادند. آن ها از سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و مصرف انرژی به عنوان عوامل تولید استفاده کردند و دریافتند سرمایه انسانی که با درصد ساعات کار کارگران با تحصیلات عالی و متوسط اندازه گیری می شود، جانشینی قوی برای انرژی است و به رشد اقتصادی پایدار کمک می کند. گردز و اسمالدرز^۷ (۱۹۹۳) مطالعه ای با هدف ارزیابی معاوضه بین مراقبت از محیط زیست و رشد بلندمدت انجام داده اند. آن ها سرمایه انسانی را به عنوان عامل اصلی رشد اقتصادی معرفی کردند و آلودگی را به عنوان یکی از پیامدهای جانبی افزایش سرمایه فیزیکی توصیف کردند. آن ها همچنین ارزیابی کردند که آگاهی در مورد آلودگی محیط زیست از طریق آموزش، استفاده کارآمد از سرمایه فیزیکی برای تولید را افزایش می دهد. داسگوپتا، هتیگه و ویلر^۸ (۲۰۰۰) در مطالعه تجربی خود نشان دادند که بنگاه هایی که از کارکنان با تحصیلات عالی بهره می برند معمولاً از فناوری های جدید برای تولید بیشتر و پاک استفاده می کنند و تلاش های مؤثری در مدیریت و رعایت کیفیت زیست محیطی انجام می دهند. هارتمن و اوون^۹ (۲۰۰۵) با استفاده از یک الگوی رشد درون زان نشان دادند که سرمایه انسانی به تولید کالاهای آلوده کننده کمتر کمک می کند. مندرسون و کلر^{۱۰} (۲۰۱۲) نشان دادند که اگر یک بنگاه، سرمایه انسانی زیادی داشته باشد، هزینه زیست محیطی کمتر خواهد بود. بنو و

1. Desha, Robinson & Sproul (2015)
2. Gelegenis & Harris (2014)
3. Pablo Romero & Sánchez-Braza (2015)
4. Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
5. North American Free Trade Agreement (NAFTA)
6. BRIC
7. Gradus & Smulders (1993)
8. Dasgupta, Hettige & Wheeler (2000)
9. Hartman & Kwon (2005)
10. Manderson & Kneller (2012)

همکاران^۱ (۲۰۱۸) به بررسی آثار بلندمدت و کوتاه‌مدت سرمایه انسانی بر انتشار کربن در پاکستان از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۴ با استفاده از یک الگوی خودتوضیح برداری با وقفه توزیعی^۲ و الگوی تصحیح خطای برداری^۳ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد بهبود سرمایه انسانی از طریق آموزش به کاهش انتشار کربن در بلندمدت می‌شود که به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا استراتژی جامعی برای کاهش انتشار کربن از طریق بهبود سرمایه انسانی طراحی کنند. رحمان، نپال و آلم^۴ (۲۰۲۱) با استفاده از روش تخمین هم‌انباشتگی پانل به بررسی تأثیرات رشد اقتصادی، مصرف انرژی، صادرات و سرمایه انسانی را بر کیفیت زیست‌محیطی کشورهای تازه صنعتی‌شده پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، رشد اقتصادی و سرمایه انسانی کیفیت زیست‌محیطی را ارتقا می‌دهد؛ مصرف انرژی و صادرات، کیفیت زیست‌محیطی را بدتر می‌کند. همچنین فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس^۵ برای این کشورها تأیید نشد.

۳. مبانی نظری

سرمایه انسانی یکی از عوامل ورودی ضروری است که در فرآیند تولید برای ایجاد ارزش افزوده به کار گرفته می‌شود (بارو^۶، ۱۹۹۱؛ فانگ و چانگ^۸، ۲۰۱۶ و منکیو و همکاران^۹، ۱۹۹۲). تحصیلات، دانش، آموزش، مهارت‌ها، تجربه کاری و شایستگی در چهارچوب سرمایه انسانی گنجانده شده است. سرمایه انسانی را می‌توان به سه بخش طبقه‌بندی کرد: (۱) سرمایه انسانی عمومی که به عنوان موجودی سرمایه انسانی نیز شناخته می‌شود و ترکیبی از آموزش و تجربه عمومی است؛ (۲) سرمایه انسانی خاص بنگاه که از طریق آموزش، دانش و مهارت‌های مرتبط با بنگاه انباشته می‌شود و (۳) سرمایه انسانی ویژه کار که شامل آموزش، تجربه، مهارت‌ها و دانش مربوط به وظیفه است (کای مینگ او، آلتمن و راسل^{۱۰}، ۲۰۰۸).

از دیدگاه نظری، تمایز مهمی بین نظریه‌های رشد نئوکلاسیک و درون‌زا در مورد ارتباط سرمایه انسانی و رشد اقتصادی وجود دارد. نظریه‌های رشد نئوکلاسیک استدلال می‌کنند که افزایش دائمی یکباره در موجودی سرمایه انسانی منجر به افزایش یکباره در نرخ رشد اقتصاد می‌شود تا زمانی که اقتصاد به وضعیت پایدار بالاتر جدید برسد. علاوه بر این، دو رشته از نظریه‌های رشد درون‌زا وجود دارد که به ترتیب بر تأثیر (الف) موجودی سرمایه انسانی و (ب) انباشت سرمایه انسانی تمرکز دارند.

1. Bano et al. (2018)
2. The autoregressive distributed lag model (ARDL)
3. The vector error correction model (VECM)
4. Rahman, Nepal & Alam (2021)
5. Newly industrialized country (NIC)
6. Environmental Kuznets Curve (EKC)
7. Barro (1991)
8. Fang & Chang (2016)
9. Mankiw, Romer & Weil (1992)
10. Kai Ming Au, Altman & Roussel (2008)

افزایش یکباره سرمایه انسانی باعث افزایش یکباره تولید در مورد (الف) و افزایش دائمی رشد در مورد (ب) می شود. بنابراین، مزایای اجتماعی آموزش در مورد دوم بسیار بیشتر است (سیانسی و ون رینن، ۲۰۰۳).

مطالعات نظری بر مکانیسم‌های متفاوتی تأکید می‌کنند که آموزش از طریق آن‌ها بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد: (۱) آموزش، سرمایه انسانی نیروی کار را افزایش می‌دهد و از این طریق، بهره‌وری نیروی کار و رشد انتقالی را به سمت سطح بازده تعادلی بالاتر افزایش می‌دهد؛ (۲) در نظریه‌های رشد درون‌زا، آموزش ظرفیت نوآوری اقتصاد، فناوری‌ها، محصولات و فرآیندهای جدید را افزایش می‌دهد و در نتیجه رشد را ارتقا می‌دهد (هانوشک و ووسمان، ۲۰۰۸).

در حوزه زیست‌محیطی، بهبود سرمایه انسانی می‌تواند استفاده از سوخت فسیلی در فرآیند تولید را کاهش دهد (یانگ و همکاران، ۲۰۱۶). پابلو رومرو و سانچز برازا (۲۰۱۵) از قابلیت جانشینی بین سرمایه انسانی و مصرف انرژی حمایت کردند و نشان دادند که سرمایه انسانی به کاهش مصرف انرژی در فرآیند تولید کمک می‌کند. سرمایه انسانی می‌تواند پتانسیل درک امنیت انرژی و مسائل آلودگی محیط زیست را فراهم کند و در نتیجه توانایی انسان را برای مدیریت کارآمد شرایط کاری خود افزایش دهد. به عبارت دیگر، سرمایه انسانی می‌تواند نقش مهمی در کاهش انتشار کربن با افزایش کارایی انرژی ایفا کند (اوون، ۲۰۰۹). سرمایه انسانی نه تنها کارایی انرژی را ارتقا می‌دهد، بلکه مزایای اضافی مانند رعایت قوانین دولتی، نابرابری کمتر و کاهش نسبت جرم و جنایت را نیز فراهم کرده که به رشد اقتصادی نیز کمک می‌کند (ریست، ۲۰۱۴).

محققان مختلفی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد یا کیفیت زیست‌محیطی را بررسی کردند، اما مطالعات بسیار محدودی در مورد نقش سرمایه انسانی با در نظر گرفتن هر دو حوزه انجام شده است. همچنین مطالعات از شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری سرمایه انسانی در ادبیات موجود استفاده کرده‌اند که شامل ثبت‌نام آموزشی، پیشرفت تحصیلی، میانگین تعداد سال تحصیلی و مخارج آموزشی عمومی است (بنوس و زوتو، ۲۰۱۴؛ برادستاک و همکاران، ۲۰۱۶؛ کوهن و سوتو، ۲۰۰۷؛ فانگ و چانگ، ۲۰۱۶؛ هی و رینر، ۲۰۱۶؛ کروگر و لیندال، ۲۰۰۱ و وانگ و یائو، ۲۰۰۳). این مطالعه مخارج آموزشی عمومی را به عنوان شاخص سرمایه انسانی در نظر گرفته است. یکی از مهم‌ترین توجیه‌های اقتصادی مخارج آموزش عمومی (صرف‌نظر از اندازه نسبی آن) این است که سرمایه انسانی آثار خارجی ایجاد می‌کند. به عبارت دیگر، بازدهی یک عامل سرمایه انسانی به‌طور مثبت تحت تأثیر

1. Sianesi & Van Reenen (2003)
2. Hanushek & Woessmann (2008)
3. Yang, Wang & Shi (2016)
4. Kwon (2009)
5. Rist (2014)
6. Cohen & Soto (2007)
7. Krueger & Lindahl (2001)
8. Wang & Yao (2003)

سرمایه انسانی سایر عوامل در جامعه است. از این رو، تصمیم‌گیری غیرمتمرکز منجر به نرخ رشد سرمایه انسانی پایین می‌شود (رومر، ۱۹۸۶؛ لوکاس، ۱۹۸۸؛ آنجلوپولوس و همکاران ۲۰۰۹؛ آذریادیس و درازن، ۱۹۹۰؛ تامورا، ۱۹۹۱).

۴. توصیف الگو

هسته اصلی الگوی پژوهش حاضر برگرفته از مطالعات آنجلوپولوس و همکاران (۲۰۰۹)، آذریادیس و درازن (۱۹۹۰) و تامورا (۱۹۹۱) و الگوسازی مخارج آموزش عمومی براساس مطالعات سو (۲۰۰۴) و بلنکوا (۲۰۰۵) انجام شده است. همچنین کیفیت زیست‌محیطی براساس مطالعه لی و پنگ (۲۰۲۰) و یو و همکاران (۲۰۲۱) الگوسازی شده است.

۴-۱. خانوارها

ترجیحات خانوارها در تابع مطلوبیت، شامل دنباله‌ای از مصرف، مانده‌های حقیقی پول، کیفیت زیست‌محیطی و عرضه کار است و بر این اساس، هر خانوار به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت انتظاری دوران زندگی خود است:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \ln C_t + \psi_m \ln \left(\frac{M_t}{P_t} \right) + \psi_q Q E_t - \psi_n N_t \right\}, \quad (1)$$

که در آن، E_0 ارزش انتظاری عملگر، C_t مصرف حقیقی خانوار، M_t مانده‌های اسمی پول، P_t سطح عمومی قیمت‌ها، $Q E_t$ کیفیت زیست‌محیطی و N_t ساعات کار در دوره t است. $0 < \beta < 1$ عامل تنزیل تابع مطلوبیت، ψ_m کشش بهره‌ای تقاضای پول و ψ_q پارامتر ضریب کیفیت زیست‌محیطی و ψ_n پارامتر عدم مطلوبیت عرضه کار در تابع مطلوبیت خانوار است.

خانوار هر دوره زمانی را به کار N_t ، ساعات آموزش $E d_t$ و فراغت L_t اختصاص می‌دهد و این زمان در معادله ذیل، به عدد ۱ نرمال‌سازی شده است:

$$N_t + E d_t + L_t = 1 \quad (2)$$

خانوار در ازای هر ساعت کار، نرخ دستمزد اسمی W_t دریافت و درآمد حقیقی معادل $N_t \frac{W_t}{P_t}$ کسب می‌کند.

سرمایه انسانی H_t در طول زمان با نرخ δ^h مستهلک می‌شود و برای حفظ آن، بایستی در آن سرمایه‌گذاری I_t^h انجام شود. معادله حرکت سرمایه انسانی به صورت ذیل است:

$$H_{t+1} = [I_t^h + (1 - \delta^h) H_t] \quad (3)$$

1. Romer (1986)
2. Lucas (1988)
3. Angelopoulos, Malley & Philippopoulos (2009)
4. Azariadis & Drazen (1990)
5. Tamura (1991)
6. Li & Peng (2020)
7. Xu, Xiao, Khiewngamdee & Lin (2021)

به پیروی از آنجلوپلوس و همکاران (۲۰۰۹)، فرض بر آن است که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی تابعی از مخارج آموزش است:

$$I_t^h = (Ed_t, H_t)^\phi (X_t^h)^\zeta (\bar{H}_t)^\eta [B(X_t^g)^v] \quad (۴)$$

که در آن، Ed_t, H_t سرمایه انسانی مؤثر، X_t^h مخارج آموزش بخش خصوصی (خانوار)، $\bar{H}$ میانگین موجودی سرمایه انسانی در اقتصاد و X_t^g میانگین مخارج آموزش عمومی است. همچنین، ϕ بهره‌وری سرمایه انسانی خانوار، ζ بهره‌وری مخارج آموزش خصوصی، η بهره‌وری سرمایه انسانی کل اقتصاد، v بهره‌وری مخارج آموزش عمومی و B پارامتر مقیاس ثابت است.

درنهایت، هر خانوار در سرمایه فیزیکی، سرمایه‌گذاری کرده و به‌عنوان صاحب سرمایه، درآمد حقیقی بهره‌ای k_t را با اجاره‌دادن سرمایه به بنگاه دریافت خواهد کرد. R_t^k نرخ اسمی اجاره سرمایه و k_t موجودی سرمایه در دوره t است. علاوه بر این، خانوار نمونه مالک سهام بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه است و در هر دوره سود (D_t) را به‌صورت سود سهام دریافت می‌کند. علاوه بر این، خانوار دوره t را با مانده پول اسمی M_{t-1} آغاز می‌کند. خانوار نمونه بخشی از درآمد خود را صرف کالاهای مصرفی و بخشی از آن را به‌صورت مانده حقیقی پول نگهداری می‌کند. سرمایه اقتصاد با توجه به سرمایه‌گذاری فیزیکی خانوار و نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی، تعدیل می‌یابد:

$$K_{t+1} = (1 - \delta^k)K_t + \left(1 - z/2 \left(I_t^k / I_{t-1}^k - 1\right)^2\right) I_t^k \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، I_t^k سرمایه‌گذاری فیزیکی، δ^k نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی و z پارامتر هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است. هر خانوار با محدودیت بودجه ذیل مواجه است:

$$W_t \cdot N_t \cdot H_t + R_t^k \cdot K_t + M_{t-1} + P_t D_t - P_t C_t - P_t X_t^h - P_t \cdot I_t^k - M_t - W_t \cdot Ed_t \geq 0 \quad (۶)$$

با تقسیم رابطه (۶) بر شاخص قیمت، معادله محدودیت بودجه حقیقی خانوار به صورت ذیل استخراج شده است:

$$w_t \cdot N_t \cdot H_t + r_t^k \cdot K_t + m_{t-1} / \Pi_t + D_t - C_t - X_t^h - I_t^k - m_t - w_t \cdot Ed_t \geq 0 \quad (۷)$$

در رابطه ۷، $w_t = W_t / P_t$ نرخ حقیقی دستمزد، $r_t^k = R_t^k / P_t$ نرخ حقیقی اجاره سرمایه، $\pi_t = P_t / P_{t-1}$ نرخ ناخالص تورم، $m_t = M_t / P_t$ مانده حقیقی پول و D_t سود حقیقی سهام است.

هدف مصرف‌کننده حداکثرسازی تابع مطلوبیت ۱ نسبت به محدودیت بودجه ۷ و معادلات ۳ و ۵ است. با این فرض که λ_t ، μ_t و Q_t به ترتیب ضریب لاگرانژ مربوط به این سه قید باشد و همچنین تعریف نسبت Q_t / λ_t به‌عنوان q توبین، شرایط مرتبه اول استخراج می‌شود:

$$C_t: \quad \lambda_t = \frac{1}{C_t} \quad (۸)$$

$$N_t: \quad \psi_n C_t = w_t H_t \quad (۹)$$

$$K_{t+1}: \quad q_t = \beta \left(C_t / C_{t+1} \right) [r_{t+1}^k + q_{t+1}(1 - \delta^k)] \quad (۱۰)$$

$$I_t^k: \quad 1 = q_t - z q_t \left(I_t^k / I_{t-1}^k \right) \left(I_t^k / I_{t-1}^k - 1 \right) + \beta E_t q_{t+1} z \left(I_{t+1}^k / I_t^k \right)^2 \left(I_{t+1}^k / I_t^k - 1 \right) \\ \left(C_t / C_{t+1} \right) - q_t (z/2) \left(I_t^k / I_{t-1}^k - 1 \right)^2 \quad (۱۱)$$

$$m_t: \quad (1/C_t) = (\psi^m/m_t) + \beta E_t (1/C_{t+1}) (1/\pi_{t+1}) \quad (۱۲)$$

$$X_t^h: \quad \lambda_t = \mu_t \zeta \left(I_t^h / X_t^h \right) \quad (۱۳)$$

$$ed_t: \quad (1/c_t) w_t = \mu_t \phi \left(I_t^h / Ed_t \right) \quad (۱۴)$$

$$H_{t+1}: \quad \mu_t = \beta \mu_{t+1} \left[(1 - \delta^h) + \phi \left(I_{t+1}^h / H_{t+1} \right) \right] \quad (۱۵)$$

۴-۲. بنگاه‌ها

هر بنگاه برای تولید محصول نهایی همگن، Y_t ، از سرمایه فیزیکی K_t و نیروی کار مؤثر $N_t H_t$ استفاده می‌کند. بنابراین، تابع تولید هر بنگاه به صورت ذیل است:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (N_t H_t)^{1-\alpha} \quad (۱۶)$$

در این تابع، A_t سطح فناوری خنثی هیکس در دسترس بنگاه است که از یک فرآیند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln \left(\frac{A_t}{A} \right) = \rho_a \ln \left(\frac{A_{t-1}}{A} \right) + \varepsilon_t^a, \quad \varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (۱۷)$$

α بهره‌وری نیروی کار مؤثر و $1 - \alpha$ بهره‌وری سرمایه فیزیکی است. بنگاه در هر دوره هدف حداکثر کردن سود را دنبال می‌کند:

$$D = A_t K_t^\alpha (N_t H_t)^{1-\alpha} - r_t^k \cdot K_t - w_t \cdot N_t \cdot H_t \quad (۱۸)$$

شرایط مرتبه اول بنگاه به صورت ذیل است:

$$r_t^k = \alpha \left(Y_t / K_t \right) \quad (۱۹)$$

$$w_t = (1 - \alpha) \left(Y_t / N_t \cdot H_t \right) \quad (۲۰)$$

بر این اساس، بنگاه تا زمانی که تولید نهایی سرمایه فیزیکی با نرخ اجاره r_t^k برابری کند، سرمایه را اجاره می‌کند و تا زمانی که تولید نهایی کار مؤثر برابر با نرخ دستمزد، w_t باشد، نیروی کار را استخدام می‌کند. در نهایت، با توجه به فرض بازدهی ثابت به مقیاس در تولید در سطح بنگاه، پرداخت‌ها به عوامل تولید، معادل ارزش تولید است، به این معنی که هیچ سود اقتصادی حاصل نمی‌شود.

۴ - ۳. دولت، منابع طبیعی و کیفیت زیست محیطی

دولت در هر دوره مقداری برونزا از منابع را مصرف می‌کند. مخارج دولت از طریق چاپ پول و مالیات تأمین می‌شود. بنابراین، محدودیت پویای بودجه دولت به شرح زیر است:

$$P_t G_t + P_t X_t^g = P_t \cdot T_t + M_t - M_{t-1} \quad (21)$$

این رابطه را می‌توان بر حسب متغیرهای حقیقی از طریق تقسیم هر دو طرف محدودیت بودجه بر سطح قیمت، به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$G_t + X_t^g = T_t + m_t - m_{t-1} / \Pi_t \quad (22)$$

G_t مخارج دولتی است که از یک فرآیند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln \left(\frac{G_t}{\bar{G}} \right) = \rho_g \ln \left(\frac{G_{t-1}}{\bar{G}} \right) + \varepsilon_t^g, \quad \varepsilon_t^g \sim N(0, \sigma_g^2) \quad (23)$$

در رابطه (۲۳)، $\bar{G} > 0$ سطح وضعیت باثبات فرآیند مخارج عمومی، $0 < \rho_g < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^g تکانه‌های تصادفی به فرآیند مخارج عمومی هستند.

X_t^g مخارج آموزش عمومی از یک فرآیند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln \left(\frac{X_t^g}{\bar{X}^g} \right) = \rho_{xg} \ln \left(\frac{X_{t-1}^g}{\bar{X}^g} \right) + \varepsilon_t^{xg}, \quad \varepsilon_t^{xg} \sim N(0, \sigma_{xg}^2) \quad (24)$$

در رابطه ۲۴، $\bar{X}^g > 0$ سطح وضعیت باثبات فرآیند مخارج آموزش عمومی، $0 < \rho_{xg} < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^{xg} تکانه‌های تصادفی به فرآیند مخارج آموزش عمومی هستند.

همچنین، T_t شامل مالیات بر فروش بنگاه‌ها و درآمدهایی است که به صورت تصادفی T_t^x به حساب دولت واریز می‌شود:

$$T_t = tr \cdot Y_t + T_t^x \quad (25)$$

$$\ln \left(\frac{T_t^x}{\bar{T}^x} \right) = \rho_{tx} \ln \left(\frac{T_{t-1}^x}{\bar{T}^x} \right) + \varepsilon_t^{tx}, \quad \varepsilon_t^{tx} \sim N(0, \sigma_{tx}^2) \quad (26)$$

در این روابط، tr نرخ مالیات بر فروش بنگاه‌ها، $\bar{T}^x > 0$ سطح وضعیت باثبات فرآیند مالیات، ρ_{tx} پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^{tx} تکانه‌های تصادفی به فرآیند مالیات هستند. $(m_t - m_{t-1} / \Pi_t)$ درآمد ناشی از چاپ پول است.

براساس کولی و هانسن^۲ (۱۹۸۹)، عرضه پول (پایه پولی) با نرخ رشد مدیریت می‌شود:

$$\gamma_t = \frac{M_t / P_t}{M_{t-1} / P_{t-1}} = \frac{M_t / P_t}{M_{t-1} / P_{t-1}} \cdot \frac{P_t}{P_{t-1}} = (m_t / m_{t-1}) \Pi_t \quad (27)$$

قاعده ذیل برای مدیریت نرخ رشد ناخالص پول اتخاذ شده است:

$$\ln \gamma_t = \rho_\gamma \ln \left(\frac{\gamma_{t-1}}{\bar{\gamma}} \right) + \varepsilon_t^\gamma, \quad \varepsilon_t^\gamma \sim N(0, \sigma_\gamma^2) \quad (28)$$

در رابطه (۲۸)، $\bar{\gamma}$ سطح وضعیت باثبات نرخ رشد ناخالص عرضه پول، $0 < \rho_Y < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^Y تکانه‌های تصادفی به نرخ رشد ناخالص عرضه پول هستند. به پیروی از صیادی و خوش کلام خسروشاهی (۲۰۲۰)، درآمدهای نفتی از یک فرآیند خودتوضیح مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$\ln\left(\frac{O_t}{\bar{O}}\right) = \rho_O \ln\left(\frac{O_{t-1}}{\bar{O}}\right) + \varepsilon_t^O, \quad \varepsilon_t^O \sim N(0, \sigma_O^2) \quad (29)$$

در رابطه (۲۹)، $\bar{O}$ سطح وضعیت باثبات درآمدهای نفتی، $0 < \rho_O < 1$ پارامتر ماندگاری خودتوضیح مرتبه اول و ε_t^O تکانه‌های تصادفی به درآمدهای نفتی هستند. کیفیت زیست‌محیطی براساس معادله ذیل تغییر می‌کند:

$$Qe_t = \rho_q Qe_{t-1} - \theta Y_t + \sigma H_t + \omega G_t \quad (30)$$

در این رابطه، Qe کیفیت زیست محیطی، ρ_q پارامتر ماندگاری کیفیت زیست محیطی، θ شاخص شدت آلودگی، σ و ω به ترتیب اثربخشی سرمایه انسانی و مخارج عمومی بر کیفیت زیست‌محیطی هستند.

در شرایط تسویه بازار، عرضه کل و تقاضای کل برابر هستند:

$$Y_t + O_t = C_t + X_t^h + I_t^k + G_t + X_t^g + w_t Ed_t = GDP_t \quad (31)$$

بر این اساس، مجموع تولید نهایی غیرنفتی و درآمدهای نفتی صرف مخارج مصرفی نهایی خانوارها، مخارج آموزش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در تولید، مخارج عمومی، مخارج آموزش عمومی و هزینه فرصت آموزش می‌شود تا بازار محصول نهایی تسویه شود. درنهایت، الگوی طراحی‌شده شامل ۲۶ متغیر و ۲۶ معادله است که با استفاده از روش آهلیگ^۱ (۲۰۰۱) لگاریتمی-خطی شده است.

۵. نتایج

۵-۱. برآورد الگو

به منظور برآورد پارامترهای الگو، از رویکرد بیزین و الگوریتم گام تصادفی متروپولیس-هستینگز^۲ استفاده شده است. داده‌های متغیرهای قابل‌مشاهده الگو شامل داده‌های تعدیل‌شده فصلی تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و نرخ رشد ناخالص پول در دوره ۱۳۸۳:۰۱-۱۴۰۰:۰۲ است که با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات، روندزایی شده‌اند. قبل از برآورد الگو، باید پارامترهایی که به صورت نسبت متغیرهای کلان اقتصادی هستند محاسبه شوند. بر این اساس، پارامترهایی را که می‌توان آن‌ها را براساس حل الگو در شرایط پایدار مقداردهی کرد، در جدول (۱) آمده است:

1. Uhlig (2001)

2. Random Walk Metropolis-Hastings algorithm

جدول ۱: مقدار پارامترهای الگو براساس شرایط پایدار

نسبت	توضیحات	مقدار
$\frac{C}{GDP}$	نسبت باثبات مصرف خصوصی به تولید کل	۴۳۰/
$\frac{X^h}{GDP}$	نسبت باثبات مخارج آموزش خصوصی به تولید کل	۰/۱۷۰
$\frac{I^k}{GDP}$	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید کل	۱۶۰/
$\frac{G}{GDP}$	نسبت باثبات مخارج دولتی به تولید کل	۱۶۴۰/
$\frac{X^g}{GDP}$	نسبت باثبات مخارج آموزش عمومی به تولید کل	۰/۰۳۳

(منبع: یافته‌های پژوهش)

برای برآورد سایر پارامترها ابتدا توزیع، مقادیر میانگین و انحراف معیار پیشین آن‌ها تعیین خواهد شد. در مرحله بعد پارامترها با استفاده از رویکرد بیزین برآورد می‌شوند (جدول ۲).

جدول ۲: برآورد پارامترهای الگو

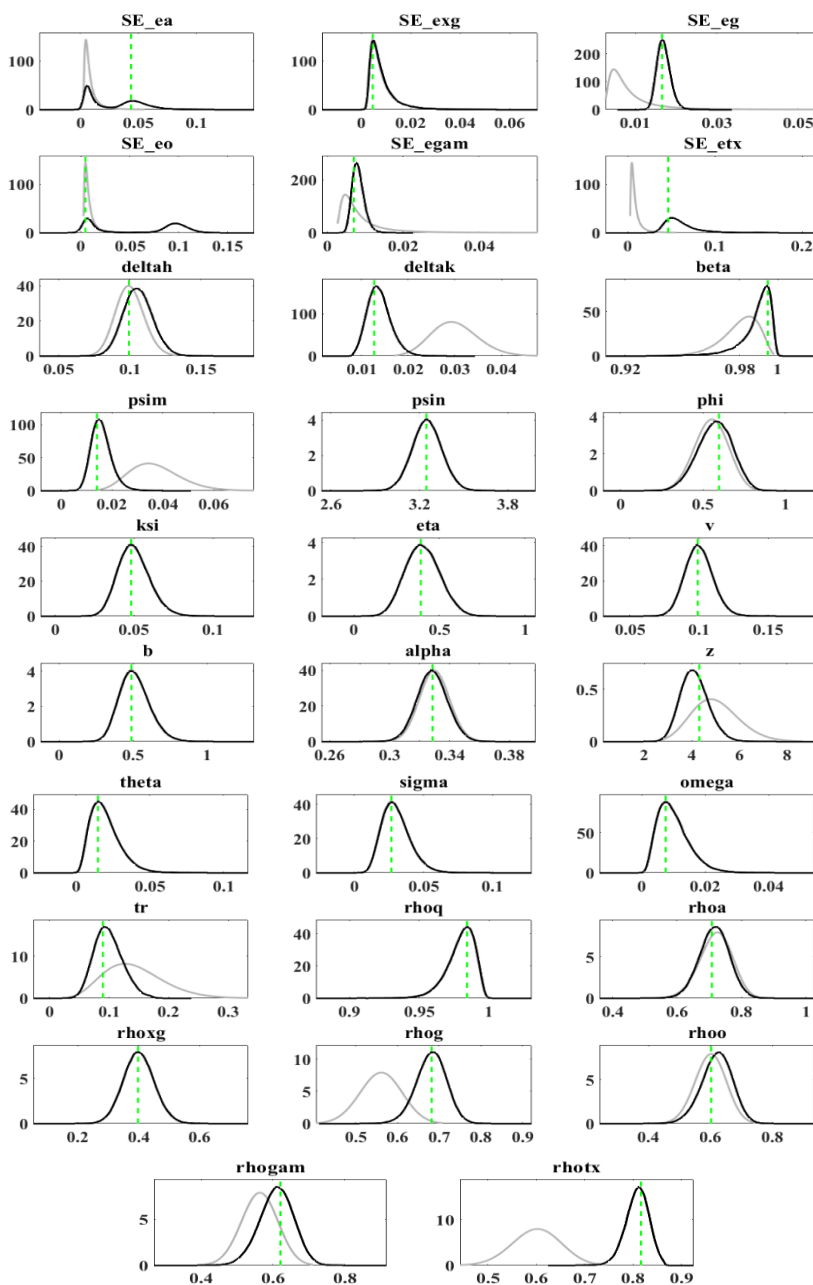
پارامتر	پیشین	مقدار	منبع	میانگین	انحراف معیار
β	۰/۹۸	بتا	صالحیان بهروز و عرفانی (۱۳۹۷)	۰/۹۸۸	۰/۹۷۱ - ۰/۹۹۹
δ^h	۰/۱	بتا	تنظیم ۱	۰/۱۰۵	۰/۰۸۶۱ - ۰/۱۲۵
δ^k	۰/۰۳	بتا	تنظیم	۰/۰۱۵	۰/۰۰۹ - ۰/۰۱۸
ψ_m	۰/۰۳۷	گاما	پاشازانوس و همکاران (۱۳۹۸)	۰/۰۱۵۸	۰/۰۰۸ - ۰/۰۲۳
ψ_n	۳/۲۵	گاما	پاشازانوس و همکاران (۱۳۹۸)	۳/۲۵	۳/۰۵۴ - ۳/۴۴۵
ϕ	۰/۵۵	بتا	آنجلوپلس و همکاران (۲۰۰۹)	۰/۵۷	۰/۳۷ - ۰/۷۶
ζ	۰/۰۵	بتا	آنجلوپلس و همکاران (۲۰۰۹)	۰/۰۴۹	۰/۳۱ - ۰/۶۹
η	۰/۴	بتا	آنجلوپلس و همکاران (۲۰۰۹)	۰/۴	۰/۲۰۹ - ۰/۵۹۵
ν	۰/۱	بتا	آنجلوپلس و همکاران (۲۰۰۹)	۰/۰۹۹	۰/۰۸ - ۰/۱۱

۱. این پارامتر به‌نحوی تنظیم شده است که علاوه بر تحقق مبانی نظری مربوط، بهترین خروجی از الگو استخراج شود.

فصله بالاترین چگالی پستین	میانگین پستین	منبع	نوع پستین	میانگین پستین	نماد
۰/۳۱ - ۰/۷۰۷	۰/۵۰۷	آنجلوپلس و همکاران (۲۰۰۹)	گاما	۰/۵۰۷	B
۰/۳۰۸ - ۰/۳۴۸	۰/۳۲	تنظیم	بتا	۰/۳۳	α
۳/۰۲ - ۵/۲۸	۴/۱	تنظیم	گاما	۵	z
۰/۰۰۳ - ۰/۰۳۹	۰/۰۱۹	تنظیم	گاما	۰/۰۲	θ
۰/۰۱۲ - ۰/۰۵	۰/۰۳۰۱	تنظیم	بتا	۰/۰۳	σ
۰/۰۰۱۸ - ۰/۰۱۹	۰/۰۱	رستمزاده و نصیرآبادی (۱۳۹۶)	بتا	۰/۰۱	ω
۰/۰۵۴ - ۰/۱۴۵	۰/۰۹۸	رافعی و همکاران (۱۳۹۳)	بتا	۰/۱۴۲	tr
۰/۹۶ - ۰/۹۹	۰/۹۷	تنظیم	بتا	۰/۹۸	ρ_q
۰/۶۲ - ۰/۸	۰/۷۱	رحمانی و همکاران (۲۰۲۱)	بتا	۰/۷۲	ρ_a
۰/۳۰۴ - ۰/۵۰۱	۰/۳۹	رحمانی و همکاران (۲۰۲۱)	بتا	۰/۴	ρ_{x^g}
۰/۶۰۸ - ۰/۷۴۸	۰/۶۸	رحمانی و همکاران (۲۰۲۱)	بتا	۰/۵۶	ρ_g
۰/۵۲ - ۰/۷۱	۰/۶۱	رحمانی و همکاران (۲۰۲۱)	بتا	۰/۶	ρ_o
۰/۵۱۴ - ۰/۶۹۶	۰/۶۰۸	رحمانی و همکاران (۲۰۲۱)	بتا	۰/۵۶۲	ρ_γ
۰/۷۶ - ۰/۸۵	۰/۸	تنظیم	بتا	۰/۶	ρ_{tx}
۰/۰۰۲ - ۰/۰۶۶	۰/۰۲	—	معکوس گاما	۰/۰۱	ε_t^a
۰/۰۰۲ - ۰/۰۱۸	۰/۰۰۸	—	معکوس گاما	۰/۰۱	$\varepsilon_t^{x^g}$
۰/۰۱۳ - ۰/۰۲	۰/۰۱۶	—	معکوس گاما	۰/۰۱	ε_t^g
۰/۰۰۲ - ۰/۱۱	۰/۰۵۷	—	معکوس گاما	۰/۰۱	ε_t^o
۰/۰۰۵ - ۰/۰۱۱	۰/۰۰۸	—	معکوس گاما	۰/۰۱	ε_t^y
۰/۰۳ - ۰/۰۹	۰/۰۵۹	—	معکوس گاما	۰/۰۱	ε_t^{tx}

(منبع: یافته‌های پژوهش)

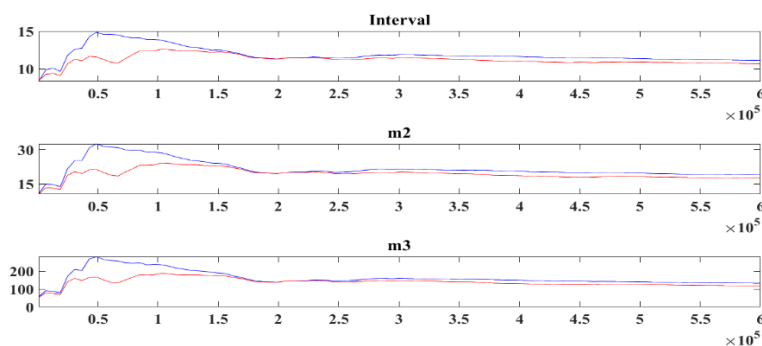
توزیع پیشین و توزیع پسین برآورد پارامترهای الگو در شکل (۲) آمده است:



شکل ۲: توزیع‌های پیشین و پسین شاخص‌های الگو

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آزمون تشخیصی بروکز و گلמן^۱ (۱۹۹۸) و زنجیره مارکوف مونت کارلو^۲ نشان می‌دهد که تخمین پارامتر مناسب و قابل اعتماد است. این آزمون، سه شاخص، فاصله، گشتاور مرتبه دوم (m2) و گشتاور مرتبه سوم (m3) پارامترها را نشان می‌دهد. نتایج آزمون چندمتغیره بروکز و گلמן (۱۹۹۸) در شکل (۳) آمده است:



شکل ۳: آزمون تشخیصی چندمتغیره MCMC بروکز و گلמן

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج این آزمون حاکی از آن است که واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای همه پارامترها در نهایت به هم همگرا شده‌اند. بنابراین، نتایج تخمین بیزی از دقت خوبی برخوردار است. همچنین نتایج آزمون تک متغیره بروکز و گلמן (۱۹۹۸) در پیوست آمده است.

۵-۲. توابع ضربه - واکنش^۳ تکانه مخارج آموزش عمومی

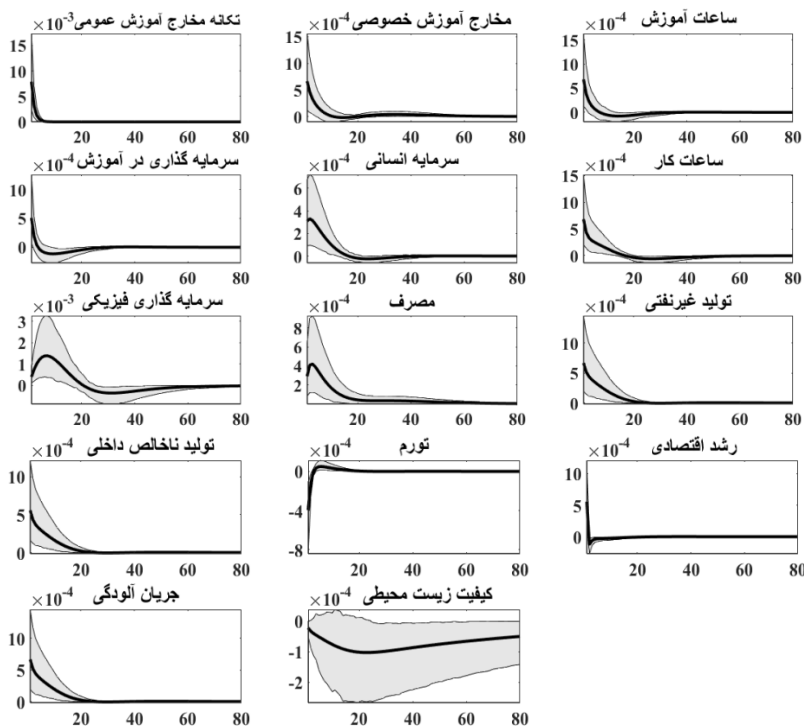
شکل (۴) نشان‌دهنده اثر تکانه مخارج آموزش عمومی بر متغیرهای کلان اقتصاد و کیفیت زیست‌محیطی است. افزایش مخارج آموزش عمومی، موجب افزایش بهره‌وری نهایی مخارج آموزش خانوار شده است. زیرا مخارج آموزش خصوصی و عمومی مکمل یکدیگر هستند و در قالب یک تابع کاب - داگلاس وارد الگو شده‌اند. بنابراین سرمایه‌گذاری در آموزش و متعاقب آن، سرمایه انسانی بهبود یافته است. افزایش سرمایه انسانی، موجب افزایش تولید، رشد اقتصادی و کاهش تورم شده است. کاهش تورم، افزایش دستمزد حقیقی نیروی کار و در نهایت تمایل خانوار به افزایش عرضه نیروی کار را به دنبال داشته است. افزایش دستمزد حقیقی موجب افزایش مصرف شده است. همچنین افزایش عرضه نیروی کار موجب افزایش بهره‌وری نهایی سرمایه فیزیکی شده که این امر از مکمل بودن نیروی کار و سرمایه در تابع تولید کاب داگلاس ناشی می‌شود. این موضوع سبب افزایش سرمایه‌گذاری فیزیکی می‌شود.

1. Brooks & Gelman (1998)

2. The Monte Carlo Markov Chain (MCMC) diagnostic test (1998)

3. The impulse-response functions (IRF)

علاوه بر این، نظر به افزایش تولید و رشد اقتصادی در مواجهه با تکانه مخارج آموزش عمومی، تقاضای انرژی افزایش یافته است. این امر منجر به افزایش آلودگی هوا و کاهش کیفیت زیست محیطی شده است.



شکل ۴: اثر تکانه مخارج آموزش عمومی بر شرایط اقتصاد و کیفیت زیست محیطی

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۶. جمع‌بندی و پیشنهادها

با توجه به افزایش مشکلات و تخریب زیست محیطی در دو دهه اخیر، کشورها در تلاش برای رسیدگی به بحران‌های زیست محیطی و به‌طور هم‌زمان رشد اقتصادی هستند (منیر، لین و اسمیت، ۲۰۲۰). اساساً اعتقاد بر این است که تخریب اکوسیستم‌های بسیاری از کشورها پیامد اقدامات انسانی از جمله صنعتی شدن سریع، رشد جمعیت، گسترش فعالیت‌های اقتصادی، شهرنشینی و مصرف گسترده سوخت‌های فسیلی است (دستک و اصلان، ۲۰۲۰؛ اهیگیموسونه، گوپتان و لین، ۲۰۱۹). رابطه انتشار دی اکسید کربن - رشد اقتصادی، توجه محققان و سیاست‌گذاران را به کاهش انتشار دی اکسید کربن، بدون تأثیر بر رشد اقتصادی جلب کرده است. یکی از عوامل مؤثر جهت نیل به این هدف، سرمایه انسانی است و علی‌رغم نقش گسترده آن در ارتقای کارایی انرژی و رشد اقتصادی، توسط کارگران ماهر در فرآیند تولید و ترجیح خانوارهای تحصیل‌کرده به استفاده از لوازم خانگی با کارایی انرژی بالا، محققان محدودی این عامل را در ادبیات موجود گنجانده‌اند (پاچائوری و جیانگ، ۲۰۰۸؛

دمورگر و فورنیر، ۲۰۱۱؛ برادستاک لی و ژانگ، ۲۰۱۶؛ هی و رینر، ۲۰۱۶). آموزش به عنوان یکی از مهم ترین سرمایه گذاری سرمایه انسانی به شمار می رود و نقشی حیاتی در روند رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی ایفا می کند. نظر به اهمیت این موضوع، انگیزه پژوهش حاضر درک اثر مخارج آموزش عمومی بر رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی با استفاده از یک الگوی DSGE و رویکرد بیزین است. نتایج حاکی از آن است که افزایش مخارج آموزش عمومی به اندازه یک انحراف معیار، موجب افزایش بهره وری نهایی مخارج آموزش خصوصی می شود. زیرا مخارج آموزش خصوصی و عمومی مکمل یکدیگر هستند و در قالب یک تابع کاب - داگلاس وارد الگو شده اند. بنابراین ساعات آموزش، سرمایه گذاری در آموزش و متعاقب آن، سرمایه انسانی افزایش یافتند. افزایش سرمایه انسانی، موجب افزایش تولید، رشد اقتصادی و کاهش تورم شد. کاهش تورم، افزایش دستمزد حقیقی نیروی کار و در نهایت تمایل خانوار به افزایش عرضه نیروی کار را به دنبال داشت. مصرف در پاسخ به افزایش دستمزد حقیقی افزایش یافت. همچنین رفتار سرمایه گذاری بسیار شبیه به رفتار مصرف و تولید است، اما تغییرات آن نسبت به سایر مخارج، شدیدتر است. بنابراین می توان گفت که تکانه مخارج آموزش عمومی مانند یک تکانه انبساطی عملکرد اقتصاد را تحت تأثیر قرار داده و موجب بهبود شرایط اقتصاد شده است. نتایج این بخش از پژوهش با نتیجه مطالعه آنجلوپلوس و همکاران (۲۰۰۹)، سو (۲۰۰۴) و بلنکوا (۲۰۰۵) هماهنگ و مشابه است. در بخش زیست محیطی، با افزایش سرمایه انسانی، رشد اقتصادی ارتقا یافته و این موضوع منجر به افزایش آلودگی هوا و کاهش کیفیت زیست محیطی شده است. نتایج این بخش از پژوهش با نتیجه مطالعه لی و پنگ (۲۰۲۰) هماهنگ و مشابه است. در توجیه این نتیجه می توان به کیفیت نهادی ضعیف در ایران اشاره کرد که با وجود حجم عظیم سرمایه گذاری سرمایه انسانی، اثربخشی لازم در بخش زیست محیطی وجود ندارد و این موضوع، تأییدی بر قرار داشتن ایران در مراحل اولیه توسعه اقتصادی است. به عنوان توصیه سیاستی، علاوه بر توجه به آموزش و نقش آن در توسعه سرمایه انسانی به عنوان یک سرمایه گذاری بلندمدت، بایستی بهبود کیفیت نهادها مد نظر قرار گیرد.

تعارض منافع

نویسندگان هرگونه تعارض منافع در تحقیق را اعلام می کنند.

مشارکت نویسندگان

مقدمه و ادبیات موضوع توسط نویسنده مسئول مقاله و نویسنده دوم تنظیم شده است. بخش روش تحقیق و نتیجه گیری توسط همه نویسندگان انجام شده است.

References

- Acosta Castellanos, P. M., Queiruga-Dios, A., Hernández Encinas, A., & Acosta, L. C. (2020). Environmental Education in Environmental Engineering: Analysis of the Situation in Colombia and Latin America. *Sustainability*, 12(18), 7239. <https://www.mdpi.com/2071-1050/12/18/7239>
- Asadi, E., Zare, H., Ebrahimi, M. & Piraiee, Kh. (2018). Sentiment Shock and Stock Price Bubbles in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model Framework: The Case of Iran. *Iranian Journal Of Economic Studies*, 7(2), 115-150. SID. <https://sid.ir/paper/661778/en>
- Afghah, M., Mansouri, S. A., Moltafet, H., & Baharvand, P. (2022). Investigating the effect of demographic changes and human capital on economic growth in Iran. *Stable Economy Journal*, 3(1), 161-185. [In Persian] <https://doi.org/10.22111/sedj.2022.40383.1142>
- Ahmad, A., Zhao, Y., Shahbaz, M., Bano, S., Zhang, Z., Wang, S., & Liu, Y. (2016). Carbon emissions, energy consumption and economic growth: An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy. *Energy Policy*, 96, 131-143. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.05.032>
- Ahmad, I. (2016). Assessing the Effects of Fiscal Decentralization on the Education Sector: A Cross-Country Analysis. *The Lahore Journal Of Economics*, 21, 53-96. <https://doi.org/10.35536/lje.2016.v21.i2.a3>
- Ali, S., Chaudhry, I. S., & Farooq, F. (2012). Human Capital Formation and Economic Growth in Pakistan. *Pakistan Journal of Social Sciences*, 32(1). <http://pjss.bzu.edu.pk/index.php/pjss/article/view/147>
- Angelopoulos, K., Malley, J., & Philippopoulos, A. (2009). Welfare Implications of Public Education Spending Rules. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/https://doi.org/10.2139/ssrn.1324572>
- Asghar, N., Awan, A., & Rehman, H. (2012). Human Capital and Economic Growth in Pakistan: A Cointegration and Causality Analysis. *International Journal of Economics and Finance*, 4. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n4p135>
- Azariadis, C., & Drazen, A. (1990). Threshold Externalities in Economic Development. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), 501-526. <https://doi.org/10.2307/2937797>
- Bano, S., Zhao, Y., Ahmad, A., Wang, S., & Liu, Y. (2018). Identifying the impacts of human capital on carbon emissions in Pakistan. *Journal of Cleaner Production*, 183, 1082-1092. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.02.008>
- Barghandan, A., Barghandan, K., Sotoudehnia Korani, S., & Pazand, M. (2010). Effects of Human Capital on Economic Growth in Iran. *Economic Modelling*, 4(12), 39-56. [In Persian] https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_555555_95fbec00746f9802b30f44975ba03a2f.pdf
- Barro, R. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:oup:qjecon:v:106:y:1991:i:2:p:407-443>

- Begum, R. A., Sohag, K., Abdullah, S. M. S., & Jaafar, M. (2015). CO2 emissions, energy consumption, economic and population growth in Malaysia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41(C), 594-601. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:rensus:v:41:y:2015:i:c:p:594-601>
- Benos, N., & Zotou, S. (2014). Education and Economic Growth: A Meta-Regression Analysis. *World Development*, 64, 669-689. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.06.034>
- Blankenau, W. (2005). Public schooling, college subsidies and growth. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29(3), 487-507. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2004.04.001>
- Boccanfuso, D., Savard, L., & Savy, B. E. (2013). Human Capital and Growth: New Evidences from African Data. *International Economic Journal*, 27(1), 55-77. <https://doi.org/10.1080/10168737.2012.659276>
- Bodman, P., & Le, T. Assessing the roles that absorptive capacity and economic distance play in the foreign direct investment-productivity growth nexus. *Applied Economics*, 45(8), 1027-1039. <https://doi.org/10.1080/00036846.2011.613789>
- Broadstock, D. C., Li, J., & Zhang, D. (2016). Efficiency snakes and energy ladders: A (meta-)frontier demand analysis of electricity consumption efficiency in Chinese households. *Energy Policy*, 91, 383-396. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.01.009>
- Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434-455. <https://doi.org/10.1080/10618600.1998.10474787>
- Cohen, D., & Soto, M. (2007). Growth and human capital: good data, good results. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 51-76. <https://doi.org/10.1007/s10887-007-9011-5>
- Cooley, T. F., & Hansen, G. D. (1989). The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model. *The American Economic Review*, 79(4), 733-748. <http://www.jstor.org/stable/1827929>
- Dasgupta, S., Hettige, H., & Wheeler, D. (2000). What Improves Environmental Compliance? Evidence from Mexican Industry. *Journal of Environmental Economics and Management*, 39(1), 39-66. <https://doi.org/10.1006/jeeem.1999.1090>
- Démurger, S., & Fournier, M. (2011). Poverty and firewood consumption: A case study of rural households in northern China. *China Economic Review*, 22(4). <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2010.09>
- Desha, C., Robinson, D., & Sproul, A. (2015). Working in partnership to develop engineering capability in energy efficiency. *Journal of Cleaner Production*, 106, 283-291. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.03.099>
- Destek, M. A., & Aslan, A. (2020). Disaggregated renewable energy consumption and environmental pollution nexus in G-7 countries. *Renewable Energy*, 151, 1298-1306. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2019.11.138>
- Ehigiamusoe, K. U., Guptan, V., & Lean, H. H. (2019). Impact of financial structure on environmental quality: evidence from panel and disaggregated data. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 14(10-12), 359-383. <https://doi.org/10.1080/15567249.2020.1727066>

- Fang, Z., & Chang, Y. (2016). Energy, human capital and economic growth in Asia Pacific countries — Evidence from a panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics*, 56(C), 177-184. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:eneeco:v:56:y:2016:i:c:p:177-184>
- Gelegenis, J. J., & Harris, D. J. (2014). Undergraduate studies in energy education – A comparative study of Greek and British courses. *Renewable Energy*, 62(C), 349-352. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:renene:v:62:y:2014:i:c:p:349-352>
- Gitto, S., & Mancuso, P. (2015). The contribution of physical and human capital accumulation to Italian regional growth: a nonparametric perspective. *Journal of Productivity Analysis*, 43. <https://doi.org/10.1007/s11123-013-0362-y>
- Gradus, R., & Smulders, S. (1993). The Trade-off Between Environmental Care and Long-term Growth — Pollution in Three Prototype Growth Models. *Journal of Economics*, 58(1), 25-51. <http://www.jstor.org/stable/41794297>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The Role of Cognitive Skills in Economic Development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607-668. <https://doi.org/10.1257/jel.46.3.607>
- Hartman, R., & Kwon, O. S. (2005). Sustainable growth and the environmental Kuznets curve. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29(10), 1701-1736. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2004.10.001>
- He, X., & Reiner, D. (2016). Electricity demand and basic needs: Empirical evidence from China's households. *Energy Policy*, 90, 212-221. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.12.033>
- Kai Ming Au, A., Altman, Y., & Roussel, J. (2008). Employee training needs and perceived value of training in the Pearl River Delta of China. *Journal of European Industrial Training*, 32, 19-31. <https://doi.org/10.1108/03090590810846548>
- Komal, R., & Abbas, F. (2015). Linking financial development, economic growth and energy consumption in Pakistan. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 44. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.12.015>
- Krueger, A. B., & Lindahl, M. (2001). Education for Growth: Why and For Whom? *Journal of Economic Literature*, 39(4), 1101-1136. <http://www.jstor.org/stable/2698521>
- Kwon, D.-B. (2009). Human capital and its measurement. *The 3rd OECD World Forum on Statistics, Knowledge and Policy*. https://Www.Academia.Edu/24595168/The3rd_Oecd_World_Forum_On_Statistics_Knowledge_And_Policy_Human_Capital_And_Its_Measurement_Kwon_Dae-Bong
- Lee, C.-C., & Chang, C.-P. (2008). Energy consumption and economic growth in Asian economies: A more comprehensive analysis using panel data. *Resource and Energy Economics*, 30(1), 50-65. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:resene:v:30:y:2008:i:1:p:50-65>

- Li, H., & Peng, W. (2020). Carbon Tax, Subsidy, and Emission Reduction: Analysis Based on DSGE Model. *Complexity*, 2020, 6683482. <https://doi.org/10.1155/2020/6683482>
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Manderson, E., & Kneller, R. (2012). Environmental Regulations, Outward FDI and Heterogeneous Firms: Are Countries Used as Pollution Havens? *Environmental and Resource Economics*, 51(3), 317-352. <https://doi.org/10.1007/s10640-011-9500-z>
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>
- Mehrara, M., Razi, D.H. & Rezaei, S. (2015). Determinants of Renewable Energy Consumption among ECO Countries; Based on Bayesian Model Averaging and Weighted-Average Least Square. *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 54, 96-109. <https://doi.org/10.18052/www.scipress.com/ILSHS.54.96>
- Mohammadi, T., & Omidvar, S. (2015). Interaction Effects of Human Capital and Institutions on the Economic Growth and its Implications for Iranian Economy. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 15(1), 185-208. [In Persian] <http://ecor.modares.ac.ir/article-18-6179-fa.html>
- Mozaffari, Z. (2021). The Effect of Human Capital on Economic Growth in Iran; GMM in Time Series Approach and Fuzzy Logic. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 56(1), 145-172. [In Persian] <https://doi.org/10.22059/jte.2021.324398.1008473>
- Munir, Q., Lean, H. H., & Smyth, R. (2020). CO2 emissions, energy consumption and economic growth in the ASEAN-5 countries: A cross-sectional dependence approach. *Energy Economics*, 85, 104571. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104571>
- Nasreen, S., & Anwar, S. (2014). Causal relationship between trade openness, economic growth and energy consumption: A panel data analysis of Asian countries. *Energy Policy*, 69, 82-91. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.02.009>
- Osuntuyi, B. V., & Lean, H. H. (2022). Economic growth, energy consumption and environmental degradation nexus in heterogeneous countries: does education matter? *Environmental Sciences Europe*, 34(1), 48. <https://doi.org/10.1186/s12302-022-00624-0>
- Pablo-Romero, M. d. P., & Sánchez-Braza, A. (2015). Productive energy use and economic growth: Energy, physical and human capital relationships. *Energy Economics*, 49, 420-429. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.03.010>
- Pachauri, S., & Jiang, L. (2008). The household energy transition in India and China. *Energy Policy*, 36(11), 4022-4035. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2008.06.016>

- Pasha zanous, P., Bahrami, J., Tavakkolian, H., & Mohammadi, T. (2019). Investigating the performance of currency regimes in production and inflation fluctuations under international financial integration conditions for Iran: using a DSGE Model. *new economy and trad*, 14(3), 41-69. [In Persian] https://jnet.ihcs.ac.ir/article_4990.html?lang=en
- Rafei, M., Bahrami, J., & Daneshjafari, D. (2014). Evaluation of Fiscal Policy for Economy of Iran in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model based on Real Business Cycles. *Economics Research*, 14(54), 33-65. [In Persian] https://joer.atu.ac.ir/article_797.html?lang=en
- Rahmani, A., Samadi, S., & Bakhshi Dastjerdi, R. (2021). Investigating the Effect of Financial and Monetary Policy on the Iranian Stock Market by Using DSGE Model. *Iranian Economic Review*, 25(3), 509-523. <https://doi.org/10.22059/ier.2021.84146>
- Rostamzadeh, P., & Nasirabadi, S. (2017). The Role of Indirect Environmental Taxation in Endogenous Growth Model on Environmental Quality in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(3), 35-58. [In Persian] https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6743.html?lang=en
- Qadri, F. S., & Waheed, A. (2014). Human capital and economic growth: A macroeconomic model for Pakistan. *Economic Modelling*, 42(C), 66-76. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecmode:v:42:y:2014:i:c:p:66-76>
- Rabiei, M. (2009). The Effect of Innovation and Human Capital on Economic Growth in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 16(26), 122-142. [In Persian] <https://doi.org/10.22067/pm.v16i26.1960>
- Rahman, M. M., Nepal, R., & Alam, K. (2021). Impacts of human capital, exports, economic growth and energy consumption on CO2 emissions of a cross-sectionally dependent panel: Evidence from the newly industrialized countries (NICs). *Environmental Science & Policy*, 121, 24-36. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2021.03.017>
- Rist, G. (2014). *The History of Development: From Western Origins to Global Faith*. Zed Books; Fourth Edition, New Edition, Fourth. https://www.amazon.com/History-Development-Western-Origins-Global/dp/1783600225#detailBullets_feature_div
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of political economy*, 94(5), 1002-1037. <https://www.jstor.org/stable/1833190>
- Salehian Behrouz, M., & Erfani, A. (2019). Analyzing Fiscal and Monetary Policies in the form of an Open DSGE Model for the Iranian Economy. *new economy and trad*, 13(4), 159-179. [In Persian] https://jnet.ihcs.ac.ir/article_3889.html?lang=en
- Sayadi, M., & Khoshkalam Khosroshahi, M. (2020). Assessing Alternative Investment Policies in a Resource-Rich Capital-Scarce Country: Results from a DSGE analysis for Iran. *Energy Policy*, 146, 111813. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111813>

- Sianesi, B., & Reenen, J. V. (2003). The Returns to Education: Macroeconomics. *Journal of Economic Surveys*, 17(2), 157-200. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00192>
- Sohag, K., Begum, R. A., Abdullah, S. M. S., & Jaafar, M. (2015). Dynamics of energy use, technological innovation, economic growth and trade openness in Malaysia. *Energy*, 90, 1497-1507. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2015.06.101>
- Su, X. (2004). The allocation of public funds in a hierarchical educational system. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28, 2485-2510. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2004.01.003>
- Taghavi, M., & Mohammadi, H. (2006). The Effect of Human Capital on Economic Growth: Case of IRAN. *Economics Research*, 6(22), 15-43. [In Persian] https://joer.atu.ac.ir/article_3336_12bd1511b2c55ea158859c9235fca692.pdf
- Tamura, R. (1991). Income Convergence in an Endogeneous Growth Model. *Journal of political economy*, 99(3), 522-540. <https://doi.org/10.1086/261765>
- Uhlig, H. (2001). 30A Toolkit for Analysing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily. In R. Marimon & A. Scott (Eds.), *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies* (pp. 0). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/0199248273.003.0003>
- Valero, A. (2021). Education and economic growth. *CEP Discussion Papers*, 1764. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED614082.pdf>
- Wang, Y., Chen, L., & Kubota, J. (2015). The relationship between urbanization, energy use and carbon emissions: Evidence from a panel of Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) countries. *Journal of Cleaner Production*, 112. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2015.06.041>
- Wang, Y., & Yao, Y. (2003). Sources of China's economic growth 1952-1999: incorporating human capital accumulation. *China Economic Review*, 14(1), 32-52. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:chieco:v:14:y:2003:i:1:p:32-52>
- Xu, T., Xiao, Y., Khiewngamdee, C., & Lin, Q. (2021). Port Environmental Quality or Economic Growth? Their Relevance and Government Preference in Developing Countries. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2021, 3869125. <https://doi.org/10.1155/2021/3869125>
- Mohaghegh, Y., ZARE, H., & Ebrahimi, M. (2023). Investigating the Effects of Shock to the Public Education Expenditure on Economic Growth. *Journal of Development and Capital*. 9(2), 147-168. doi: 10.22103/jdc.2023.21892.1407
- Yang, L., Wang, J., & Shi, J. (2016). Can China meet its 2020 economic growth and carbon emissions reduction targets? *Journal of Cleaner Production*, 142. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2016.08.018>

Human Capital, Economic Growth and Environmental Quality with Special Emphasis on Public Education Expenditures: An Application of DSGE Models

Yahya Mohagheghi

Hashem Zare²

Mehrzaad Ebrahimi³

Received: 2023/10/29

Accepted: 2023/11/19

Aim and Introduction

The world has suffered severe environmental degradation in the last two decades. The effects of ecological deviations and environmental destruction are alarming and cause concern for stakeholders and environmentalists. These problems have led to environmental disasters such as extreme weather changes and rising sea levels. For this reason, countries are trying to address environmental crises and economic growth at the same time. Basically, it is believed that the destruction of ecosystems in many countries is the result of human actions, including rapid industrialization, population growth, expansion of economic activities, urbanization, and widespread consumption of fossil fuels. Undoubtedly, one of the main factors of climate change and environmental degradation is the emission of carbon dioxide (CO₂) caused by economic activities. The relationship between carbon dioxide emissions and economic growth has attracted the attention of researchers and policymakers to reduce carbon dioxide emissions without affecting economic growth. Achieving this goal may be difficult, but studies have included various factors in the growth-carbon dioxide relationship, such as different energy sources, technological innovations, population, financial development, urbanization, and trade openness. In addition to the factors mentioned above, there is a need to assess other relevant factors such as human capital for effective policy development. Despite the extensive role of human capital in promoting energy efficiency and economic growth, by skilled workers in the production process and the preference of educated households to use home appliances with high energy efficiency, few researchers have included this factor in the existing literature. Education is considered as one of the most important human capital investments and plays a vital role in the process of economic growth. Education, at the micro level, affects the future income flow of people, and at the macro level, it is thought that a workforce with better education increases the stock of human capital in the economy. Increased human capital in

-
1. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. E-mail: Yahya.Mohaghegh@gmail.com
 2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. (Corresponding Author) E-mail: Hashem.zare@gmail.com
 3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran. E-mail: Mhrzad@yahoo.com

turn can have positive externalities, such as lower crime or improved health outcomes, which are socially desirable and likely to have positive effects on productivity. In fact, it is the existence of such positive externalities that provides economic justification for governments to support education. It is believed that public spending on education and health will lead to improvement of human capital, reduction of poverty, economic growth and development, and reduction of pollution.

Theoretical studies emphasize different mechanisms through which education affects economic growth. (1) Education increases the human capital of the labor force, thereby increasing labor productivity and shifting growth toward a higher equilibrium level of output. (2) In endogenous growth theories, education increases the economy's capacity to innovate new technologies, products, and processes, thereby promoting growth.

In the environmental field, improving human capital can reduce the use of fossil fuel in the production process. The motive of this research is to understand the effect of public education expenditure shocks on economic growth and environmental quality in Iran.

Methodology

To achieve the goal of the research, a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model and Bayesian approach have been used. In this regard, observable variables, gross domestic product, private consumption, investment, government expenditure and the gross growth rate of money have been used in the period of 2004 to 2021.

Findings

The results indicate that an increase in public education expenses by one standard deviation increases the marginal efficiency of private education expenses. Because private and public education expenses complement each other and entered the model in the form of a Cobb-Douglas function. Therefore, education hours, investment in education and subsequently, human capital increased. The increase in human capital led to an increase in production, economic growth and a decrease in inflation. The decrease in inflation led to an increase in the real wages of the workforce and finally the desire of the household to increase the supply of labor. Consumption increased in response to an increase in real wages. Also, the behavior of investment is very similar to the behavior of consumption and production, but its changes are more intense than other expenses. Therefore, it can be said that the shock of public education expenses has affected the performance of the economy like an expansionary impulse and has improved the economic conditions. In the environmental sector, with the increase in human capital, economic growth has been improved and this has led to an increase in air pollution and a decrease in environmental quality.

Discussion and Conclusion

In justifying these results, we can point to the weak institutional quality in Iran, that despite the huge amount of human capital investment, there is no necessary effectiveness in the environmental sector, and this is a confirmation that Iran is in the early stages of economic development. As a policy recommendation, in addition to paying attention to education and its role in the development of human capital as a long-term investment, improving the quality of institutions should be considered.

Keywords: Air Pollution, Endogenous Growth Model, Bayesian Approach, Energy Efficiency

JEL Classification: C11, H52, I25, O44, Q50

اثر تحول تکنولوژی سبز و شکاف تکنولوژی بر تجارت بین‌الملل کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته

مهرنوش پاتیمار^۱زهره زمانی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۶

چکیده

تجارت بین‌الملل و رابطه آن با رشد اقتصادی از عوامل مهم در دستیابی به توسعه پایدار جهانی محسوب می‌شود، از سوی دیگر افزایش گازهای گلخانه‌ای و تغییرات شدید آب‌وهوایی، چالش بزرگ پیش روی جامعه بین‌الملل می‌باشد. بنابراین به‌کارگیری تکنولوژی سبز و انتقال تکنولوژی به هدف دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب در کنار حفظ محیط زیست، توجه ویژه کشورها را طلب می‌کند. در پژوهش حاضر به بررسی تأثیر عواملی همچون شکاف تکنولوژی، تکنولوژی سبز، تولید ناخالص داخلی و فاصله جغرافیایی بر تجارت بین‌الملل کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته، طی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۱۹ پرداخته شده است که با بهره‌گیری از داده‌های تابلویی و روش اقتصادسنجی حداقل مربعات تعمیم‌یافته و با در نظر گرفتن معناداری براساس احتمال، در سطح اطمینان ۹۵ درصد انجام پذیرفته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد اثر تکنولوژی سبز بر تجارت کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه معنادار و مثبت می‌باشد و اثر شکاف تکنولوژی در گروه کشورهای توسعه‌یافته منفی و در کشورهای در حال توسعه مثبت و در هر دو گروه معنادار می‌باشد. در این پژوهش مشخص شد که فاصله جغرافیایی با اثر منفی و معنادار، مانعی بر تجارت دو جانبه کشورها محسوب می‌شود و تولید ناخالص داخلی نیز به‌صورت مثبت بر تجارت بین‌الملل اثرگذار می‌باشد.

واژگان کلیدی: تکنولوژی سبز، شکاف تکنولوژی، تجارت بین‌الملل

طبقه‌بندی JEL: F1, O0

۱. کارشناس ارشد، گروه مدیریت بازرگانی، دانشگاه شیخ بهایی، اصفهان، ایران

mehrnooshpatimar88@gmail.com

۲. پژوهشگر پسادکتری، دانشکده علوم اداری اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)

z_zamani85@yahoo.com

۱. مقدمه

تجارت یکی از مهم‌ترین عوامل در پیشبرد اقتصاد کشورها می‌باشد که امروزه با جهانی‌شدن کسب و کارها اهمیت آن دوچندان شده است. بنابراین تحلیل و بررسی نقاط قوت و ضعف روابط تجاری از گام‌های مؤثر برای پیشرفت اقتصادی کشورها محسوب می‌شود (موسوی و همکاران، ۱۴۰۱). از طرفی افزایش چشمگیر مصرف انرژی بعد از انقلاب صنعتی به هدف بالاتر بردن کیفیت زندگی بشر موجب انزوای روزافزون محیط زیست در سرتاسر جهان شده است (جبللی و براسلیرز، ۲۰۲۱) که عامل اصلی تغییرات آب و هوایی و گرم شدن زمین در نظر گرفته می‌شود و در عصر حاضر تغییرات شدید آب و هوا چالشی جهانی محسوب می‌گردد. اخیراً بررسی رابطه بین تخریب محیط زیست و داشتن نگاهی تام به رشد اقتصادی مورد توجه کشورهای جهان قرار گرفته، اگرچه رشد اقتصادی یکی از اهداف اصلی کشورها محسوب می‌شود، اقتصادهای توسعه‌یافته بیشتر نگران پیامدهای زیست‌محیطی آن بوده و متأسفانه این‌گونه به‌نظر می‌رسد که کشورهای درحال توسعه برای دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب، مسئله حفاظت از محیط زیست را نادیده می‌گیرند (وانگ و همکاران، ۲۰۲۳).

در بررسی کشورهای توسعه‌یافته کاملاً واضح است که تکنولوژی نقش بسیار مهمی در ایجاد نظام اقتصادی پایدار آن‌ها و همچنین شکل‌دهی به الگوهای تجاریشان ایفا کرده است (موسوی و همکاران، ۱۴۰۱). به‌تازگی محققان بحث‌های زیادی در مورد اثر پارامترهای مختلف بر روی محیط زیست داشته‌اند که در این میان پارامتر تجارت بارها مورد استفاده قرار گرفته و دلیل آن پتانسیل بالای تجارت برای ایجاد تغییرات مثبت در محیط، از طریق واردات بیشتر انرژی‌های کارآمد، محصولات دوستدار محیط زیست و تکنولوژی سبز می‌باشد. تکنولوژی سبز فناوری‌ای است که تلاش می‌کند تا با افزایش کارایی انرژی، آسیب‌های زیست‌محیطی ناشی از مصرف انرژی را به حداقل برساند، نمونه‌هایی از این فناوری، انرژی‌های تجدیدپذیر، بهره‌وری انرژی، مدیریت زباله، دستگاه‌های نظارت بر محیط زیست و وسایل نقلیه الکتریکی می‌باشند که موجب افزایش قابل‌توجهی در کیفیت محیط زیست می‌شوند (جبللی و براسلیرز، ۲۰۲۱). چگونگی دستیابی به توسعه هماهنگ بین رشد اقتصادی و حفاظت از محیط زیست معضلی است که توجه فوری دولت‌ها را می‌طلبد و مقررات زیست‌محیطی یکی از راه‌های ضروری برای تحقق اقتصاد سبز می‌باشد (دو و همکاران، ۲۰۲۱) و همچنین گنجاندن قوانین و مقررات زیست‌محیطی در قراردادهای تجاری بدون نگرانی از کاهش احتمال توافق میان

طرفین قرارداد، مستلزم حمایت‌های مالی دولت‌ها و تخصیص بودجه قابل‌ملاحظه برای ایجاد زیرساخت‌های مناسب به منظور توسعه فناوری سبز می‌باشد.

کشور چین به رشد اقتصادی شگفت‌انگیزی در سال‌های اخیر دست یافته و به شدت به سرمایه‌گذاری گسترده و تجارت وابسته می‌باشد که این موضوع به بهای گزاف آسیب شدید به محیط زیست تمام شده است (لیو و همکاران، ۲۰۲۲). ناهمسو بودن رشد اقتصادی و پایداری زیست‌محیطی در چین به‌طور فزاینده‌ای برجسته شده و چگونگی ایجاد تعادل بهینه میان رشد اقتصادی و محیط زیست چالشی بزرگ برای دولت آن‌ها محسوب می‌شود که به دنبال دستیابی به توسعه پایدار می‌باشد (وانگ و همکاران، ۲۰۲۳). با این حال این کشور قدم‌های مثبتی در مذاکرات تغییرات آب و هوایی و طراحی سیاست‌های بزرگ برای مقابله با آلودگی را آغاز کرده و خود را موظف به ایجاد ظرفیت برای تکنولوژی سبز و انرژی‌های تجدیدپذیر کرده است (لیو و همکاران، ۲۰۲۲).

تکنولوژی سبز و پیامدهای مثبت آن به‌عنوان نقطه عطفی برای جبران خسارت‌های واردشده به محیط زیست و مهم‌تر از همه جلوگیری از آسیب بیشتر به آن عمل می‌کند، همچنین در پیشبرد روند تجاری و اقتصادی کشورها در مسیر سبز به میزان قابل‌توجهی اثرگذار بوده و این موضوع مستلزم تلاش تمام کشورها برای قرارگیری در این مسیر با هدف نزدیک شدن سطوح فناوری آن‌ها به یکدیگر، به منظور دستیابی به اهداف اقتصادی و حفظ و گسترش مراودات تجاری می‌باشد. به‌کارگیری تکنولوژی سبز و مزایای آن برای حفاظت از زمین بر هیچ‌کس پوشیده نیست، اما بررسی اثرات آن بر تجارت بین‌الملل، به‌ویژه برای کشورهای درحال توسعه که با مسائلی از قبیل سطح درآمد پایین و چالش‌های اقتصادی روبه‌رو هستند قابل تأمل است، اما کشورها از نظر سطح توسعه با یکدیگر متفاوت بوده و همه آن‌ها به یک اندازه به تکنولوژی سبز دسترسی نداشته و ایجاد این شکاف تکنولوژی مانع از اثرگذاری تحول سبز به یک میزان بر همه کشورها می‌گردد، بنابراین لازم است اثر شکاف تکنولوژی نیز در نظر گرفته شود.

این پژوهش به بررسی تکنولوژی سبز و شکاف تکنولوژی و اثرات آن بر تجارت بین‌الملل کشورهای توسعه‌یافته (ژاپن، کره جنوبی، فرانسه، آلمان، ایالات متحده و چین) و کشورهای درحال توسعه (ایران، ترکیه، آذربایجان، تاجیکستان، پاکستان، قزاقستان، قرقیزستان و ازبکستان) با استفاده از الگوی جاذبه و نرم‌افزار استاتا^۲ و بهره‌گیری از داده‌های سایت آنکتاد^۳ و بانک جهانی^۴ طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۹، به تحلیل ضرایب حاصل از الگوی مورد نظر پرداخته که چگونه تحول تکنولوژی سبز می‌تواند علاوه بر محیط زیست بر تجارت نیز اثر مثبت داشته باشد و آیا تکنولوژی سبز موجب تقویت تجارت شده و همین‌طور آیا شکاف تکنولوژی همیشه مانعی برای آن محسوب می‌گردد؟

بنابراین در بخش بعدی به بررسی مفاهیمی پرداخته خواهد شد که در پایه‌ریزی این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است و سپس پیشینه پژوهش مرور می‌گردد. در ادامه به تشریح روش‌شناسی پژوهش و بررسی نتایج پرداخته می‌شود. اهداف این پژوهش به شرح ذیل است:

- ارزیابی اثر تکنولوژی سبز بر تجارت کشورهای در حال توسعه؛
- ارزیابی اثر تکنولوژی سبز بر تجارت کشورهای توسعه‌یافته؛
- سنجش تأثیر شکاف تکنولوژی بر تجارت کشورهای در حال توسعه؛
- سنجش تأثیر شکاف تکنولوژی بر تجارت کشورهای توسعه‌یافته.

۲. پیشینه پژوهش

مطالعات در زمینه فاصله تکنولوژی، تکنولوژی سبز و اثر متغیرهای مختلف بر تجارت کشورهای گوناگون در مطالعات خارجی و داخلی واریسی شده است که در ادامه به تشریح و بررسی چندی از آن‌ها پرداخته می‌شود.

شنگ^۱ و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های زیست‌محیطی بر تجارت سبز دوجانبه بین کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته پرداختند. تجزیه و تحلیل تجربی پژوهش مذکور براساس برآورد مدل گرانث اثرات ثابت برای تجارت سبز دوجانبه میان کشورهای جهان، بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ میلادی می‌باشد. نتایج پژوهش نشان داد ترویج مالیات‌های مرتبط با حفاظت از محیط زیست، تجارت سبز را در کشورهای توسعه‌یافته افزایش می‌دهد و کشورهای در حال توسعه بایستی سیاست‌های زیست‌محیطی را در فرآیندهای تولید سبز برای رقابت در بازار جهانی ترویج دهند.

هسو^۲ و همکاران (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان «ارزیابی نوآوری سبز و عملکرد توسعه مالی: میانجی‌گری نگرانی‌های مقررات زیست‌محیطی»، رابطه بین نوآوری سبز و عملکرد توسعه مالی را با استفاده از برآورد الگوی اقتصادسنجی طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ در ۲۸ شهر چین مورد مطالعه قرار دادند. این پژوهش با استفاده از الگوی حداقل مربعات معمولی به این نتیجه دست یافت که چین سیستم آموزشی مبتنی بر تحقیق را اتخاذ کرده است و آموزش مبتنی بر تحقیق، حق ثبت اختراع در نوآوری سبز را افزایش می‌دهد و سیاست‌های زیست‌محیطی را تقویت می‌کند و توسعه مالی منجر به توسعه فناوری سبز و نوآوری شده و همچنین نوآوری سبز و توسعه مالی باعث کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌گردد.

سمپسون^۳ (۲۰۲۳) در پژوهش خود به بررسی رابطه شکاف تکنولوژی، تجارت بین‌الملل و درآمد پرداخت. این پژوهش سهم شکاف تکنولوژی در اختلاف درآمد بین‌المللی را به صورت کمی نشان

می‌دهد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که کشورهایی که کارایی تحقیق و توسعه بالاتری دارند، ثروتمندتر بوده و در صنایع وابسته به نوآوری دارای مزیت نسبی هستند. این مطالعه کارایی تحقیق و توسعه را براساس کشور و وابستگی به نوآوری توسط صنعت را با استفاده از داده‌های تحقیق و توسعه، ثبت اختراع و تجارت دوجانبه کالیبره می‌کند. نتیجه پژوهش حاکی از آن است که شکاف تکنولوژی، یک سوم تا یک چهارم تغییرات دستمزد در کشورهای OECD^۱ را تشکیل می‌دهد.

دو و همکاران (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان «مقررات زیست‌محیطی، نوآوری سبز و ارتقاء ساختار صنعتی: مسیر تحول سبز شهرهای چین»، اثرات ناهمگون مقررات زیست‌محیطی بر فناوری سبز و ساختار صنعتی در ۱۰۵ شهر چین را با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که وقتی سطح توسعه اقتصادی پایین باشد، مقررات زیست‌محیطی توسعه فناوری سبز را مهار می‌کند اما تأثیرات ناچیزی بر ارتقاء ساختار صنعتی دارد و با رشد سطح اقتصادی، مقررات زیست‌محیطی اثرات نسبتاً ضعیفی بر نوآوری فناوری سبز و ساختار صنعتی نشان خواهد داد.

برندی و همکاران (۲۰۲۰)، به بررسی این موضوع پرداختند که آیا مفاد زیست‌محیطی در توافقی‌نامه‌های ترجیحی تجاری^۲ باعث سبزتر شدن صادرات در کشورهای درحال توسعه می‌شود. در این پژوهش اثرات تجاری مقررات زیست‌محیطی در توافقی‌نامه‌های ترجیحی تجاری به‌طور کامل بررسی شده است. این مطالعه طیف وسیعی از مقررات زیست‌محیطی در ۶۸۰ توافقی‌نامه، همراه با پنبلی از جریان‌های تجارت دوجانبه از سال ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۶ را ارائه می‌کند و نشان می‌دهد مقررات زیست‌محیطی می‌تواند به کاهش صادرات کثیف و افزایش صادرات سبز کمک کند. همچنین نتایج این مطالعه نشان داد که طراحی قراردادهای تجاری مهم بوده و مفاد زیست‌محیطی می‌تواند به‌عنوان ابزار سیاسی هدفمند برای ترویج تحول سبز و ایجاد اهرم هم‌افزایی بین اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی ناشی از گنجانیدن مقررات زیست‌محیطی در موافقت‌نامه‌های تجاری مورد استفاده قرار گیرد.

عبدالرحمان خان^۳ و همکاران (۲۰۲۰)، به بررسی نحوه تعامل مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر با تجارت بین‌المللی و کیفیت محیط زیست در کشورهای شمال اروپا طی سال‌های ۲۰۰۱-۲۰۱۸ پرداختند. نتایج پژوهش مشخص کرد که انرژی‌های تجدیدپذیر به‌صورت مثبت و قوی با تجارت بین‌الملل کشورهای مذکور مرتبط بوده و باعث ارتقاء کیفیت محیط زیست می‌گردد. بنابراین سیاست‌های ترویج انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند موجب رشد اقتصادی و پایداری محیط زیست گردد.

1. Organisation for Economic Co-operation and Development

2. PTA

3. Abdul Rehman Khan et al. (2020)

موسوی و همکاران (۱۴۰۱)، به بررسی اثر شکاف تکنولوژی بر تجارت بخش صنعت با استفاده از مدل جاذبه پرداختند. براساس ارزیابی‌های این مطالعه، تجارت بین‌الملل نرخ رشد اقتصاد را از طریق تکنولوژی، منابع و دستیابی به بازارهای خارجی تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج این پژوهش نشان داد شکاف تکنولوژی میان کشور ایران و طرف‌های تجاری آن براساس شاخص هزینه‌های تحقیق و توسعه منجر به کاهش تجارت بخش صنعت ایران و شرکای تجاری خواهد شد.

ملکوتی و همکاران (۱۴۰۰)، تعیین‌کننده‌های تجارت دوجانبه ایران و چین را مورد مطالعه قرار دادند. این پژوهش با توجه به میزان بالای مراودات تجاری میان کشورهای ایران و چین، تأثیر شکاف تکنولوژی بین دو کشور مذکور در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۷ با استفاده از شاخص تجارت درون صنعت و با بهره‌گرفتن از مدل جاذبه مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن بود که شکاف تکنولوژی و نوسانات نرخ ارز بر تجارت درون صنعتی آن‌ها تأثیر منفی داشته و همچنین تجارت بین این دو کشور بیش از تجارت درون صنعتی، بین صنعتی می‌باشد.

اوحدی و همکاران (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای با عنوان جریان دوجانبه ایران: اثر ناپارامتری فاصله تکنولوژیکی با استفاده از الگوی جاذبه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵ به تحلیل نقش فاصله تکنولوژی بر روابط تجاری ایران پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه، GDP بر روابط دو جانبه تجاری بین ایران و شرکای تجاری انتخاب شده مثبت و معنادار و جمعیت کشور صادرکننده اثر منفی بر روابط تجاری این کشورها داشت.

پرهیزکار و همکاران (۲۰۲۱)، به مطالعه‌ای با موضوع بررسی اثر مصرف انرژی تجدیدپذیر بر توسعه پایدار در کشورهای عضو اوپک پرداختند. در این پژوهش با استفاده از روش داده‌های تابلویی در بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۹ و با بهره‌گیری از الگوی حداقل مربعات تعمیم‌یافته متغیرهای مورد نظر مورد سنجش قرار گرفت. نتایج حاصل مشخص می‌کند که در کشورهای منتخب ذکرشده در پژوهش رابطه معناداری میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر با رشد اقتصادی و میزان دی‌اکسیدکربن وجود ندارد و بالعکس رابطه مثبت و معناداری میان آن‌ها و انرژی‌های تجدیدناپذیر وجود دارد.

در این پژوهش تلاش خواهد شد تا با در کنار هم قرار دادن دو متغیر اساسی و مهم به نام شکاف تکنولوژی و تکنولوژی سبز، به بررسی عوامل مؤثر بر تجارت بین‌الملل با دیدگاه حفاظت از محیط زیست توأم با رشد اقتصادی در یک قالب کاربردی پرداخته شود که نوآوری این مطالعه نسبت به مطالعات قبلی است. همچنین بررسی تکنولوژی سبز به‌عنوان یک فناوری بدیع در ایجاد جریان‌های اقتصادی از جمله تجارت کمتر مورد مطالعه قرار گرفته که در این مطالعه مورد توجه قرار گرفته است.

۳. مبانی نظری

تجارت در فواصل مختلف یکی از ویژگی‌های کلیدی جهان می‌باشد که به‌طور بالقوه در طیف وسیعی از مقیاس‌های فضایی، همراه با مبادلات بین‌المللی، منطقه‌ای و داخلی، منجر به تأثیرات چشمگیری بر اقتصاد کشورها و اقلیم آن‌ها می‌گردد که می‌توان با در نظر گرفتن اهمیت شکاف تکنولوژی و به‌کارگیری تکنولوژی سبز و ارتباط آن‌ها با محیط‌زیست به بررسی اثر این متغیرها بر مبادلات بین‌المللی پرداخت.

تجارت بین‌الملل و رابطه آن با رشد اقتصادی از مسائل جستار برانگیز در گزینش استراتژی‌های توسعه در کشورها می‌باشد که همچنان اقتصاددانان در چگونگی سیاست‌های تجاری و ارتباط آن با نرخ رشد بخش‌های اقتصادی هم‌عقیده نیستند. در نظریه‌های جدید معین شده که تجارت بین‌الملل، نرخ رشد بخش‌های اقتصادی را به واسطه دستیابی به بازارهای خارجی، منابع و تکنولوژی تحت تأثیر قرار می‌دهد و اقتصاددانان تجارت را به‌عنوان نیروی محرکه توسعه بخش‌های اقتصادی در جوامع امروزی در نظر می‌گیرند، همچنین معتقدند که تجارت بین‌الملل مسیرهای روشنی برای ارتقاء طرح‌های اقتصادی سودآور در عرصه جهانی پدیدار می‌سازد (پورعلی و همکاران، ۱۳۹۹).

۳-۱. شکاف تکنولوژی و تجارت بین‌الملل

فاصله تکنولوژی بر تجارت بین‌الملل کشورها اثر گذار است و اندازه‌گیری آن به وسیله معیارهای مختلف از جمله اختلاف در تعداد حق ثبت اختراع میان کشورها، درصد هزینه‌های تحقیق و توسعه هر کشور و نسبت سرمایه به تولید میان شرکای تجاری صورت می‌پذیرد. طبق نظریه شکاف تکنولوژی که همان تئوری پانزر^۱ می‌باشد، زمانی که محصول جدیدی با استفاده از تکنولوژی مدرن در یک کشور تولید می‌شود، این کشور دارای موقعیت انحصاری اما موقتی در تولید آن محصول ویژه می‌شود و پس از آن با صادرات این کالا به کشورهای دیگر، مزیت نسبی تولید کالا از کشور مبدأ به کشور مقصد منتقل می‌شود. در این نظریه پویایی یک کشور در عرصه مبادلات جهانی را به‌صورت تابعی از تعداد کالاهای جدید تولیدشده در واحد زمان و سرعتی که از ابداعات خارجی تقلید می‌کند تعریف می‌نماید.

در توصیف اختراع می‌توان گفت که نوآوری و تغییر ماهیت چیزی را به همراه دارد و ایده و طرح یا یک مدل برای دستگاه، محصول، فرآیند یا سیستم جدید یا بهبود یافته می‌باشد. نوآوری به‌عنوان فرآیند و نتیجه ایجاد یا اختراع چیزی جدید و ارزشمند در نظر گرفته می‌شود که تأثیرات گسترده‌تری در اقتصاد و پیشرفت‌های فناوری ایجاد می‌کند، در الگوی تکاملی نلسون و وینتر^۲ نوآوری را به‌عنوان ابزاری برای پوشش طیف وسیعی از فرآیندهای متنوع که در طول زمان تکامل می‌یابند معرفی می‌کند. اگرچه اختراع و نوآوری به هم مرتبط هستند، در عین حال بسیار متمایز نیز می‌باشند و یک

شرط لازم برای ایجاد این ارتباط، معرفی یا تجاری سازی و بازاریابی موفق یک اختراع می باشد و درحقیقت تا زمانی که اختراعات در عمل اجرایی نشوند از نظر اقتصادی بی ربط می باشند.

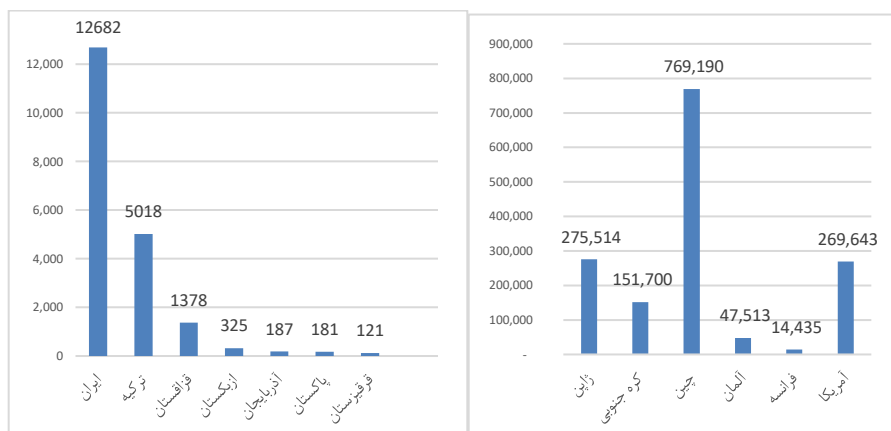
در نظریه ها و تئوری های گوناگون و مرتبط با تجارت، به بررسی شکاف تکنولوژی پرداخته شده است. در نظریه ریکاردو، الگوی تجارت بین الملل با تفاوت تکنولوژیکی میان کشورها توضیح داده می شود. در نظریه های جایگزین تجارت^۱، بر اهمیت شکاف تکنولوژی و نوآوری تکنولوژی تأکید شده و به عنوان عامل عمده تجارت بین الملل مطرح می شود. نظریه شکاف تکنولوژی چنین بیان می دارد که تفاوت تکنولوژی میان کشورها به ایجاد مزیت نسبی و تجارت بین الملل میان آن ها می انجامد. نظریه چرخه عمر محصول^۲ بیان می دارد که فاصله تکنولوژیکی میان کشورها عامل به وجود آورنده تجارت میان آن ها می باشد و در نظریه لیندر^۳ این گونه بیان می شود که تشابه میان سطح تکنولوژی کشورها نمایانگر تجارت بین الملل آن ها می باشد (اوحدی و همکاران، ۱۳۹۶).

شکاف تکنولوژی را می توان به صورت فاصله میان تکنولوژی در دسترس یک کشور و مرز فناوری جهان تعریف نمود. در تعریفی دیگر به تفاوت میان سطح تکنولوژی مورد استفاده یک کشور نسبت به بالاترین سطح تکنولوژی قابل دسترس اطلاق می شود. این فاصله تکنولوژی بر تجارت بین الملل کشورها اثر گذار است و اندازه گیری آن به وسیله معیارهای مختلف از جمله اختلاف در تعداد حق ثبت اختراع میان کشورها، درصد هزینه های تحقیق و توسعه هر کشور و نسبت سرمایه به تولید میان شرکای تجاری صورت می پذیرد (موسوی و همکاران، ۱۴۰۱).

بنابراین در این مطالعه طبق الگوی $PAT_{ijt} = |PAT_{it} - PAT_{jt}|$ از تفاضل میزان اختراعات ثبت شده کشورها با مقایسه دو به دو آن ها در هر گروه براساس داده های اختراعات ثبت شده کشورهای منتخب گردآوری شده از وب سایت بانک جهانی^۴ به عنوان شاخص شکاف تکنولوژی استفاده شده است. نمودار (۱) اختراعات ثبت شده در کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته را در سال ۲۰۱۹ نشان می دهد. مقایسه دو نمودار اختلاف دو گروه کشور را به لحاظ ثبت اختراعات نشان می دهد و حاکی از فاصله زیاد کشورهای در حال توسعه از کشورهای توسعه یافته می باشد. در گروه کشورهای در حال توسعه ایران به طور میانگین با ثبت ۱۲،۶۸۲ مورد اختراع طی دوره مطالعه بیشترین میزان را ثبت نموده و کشور چین نیز با ثبت ۷۶۹،۱۹۰ مورد اختراع در بین کشورهای توسعه یافته منتخب بیشترین آمار را در این حوزه داشته است.

مطابق با تئوری های جدید رشد اقتصادی ابداع و اختراع عامل اصلی در رشد بهره وری، جذب سرمایه گذاری و مشوق تجارت است و رعایت حق ثبت اختراع عامل مهم در دستیابی به رشد اقتصادی

است. بر این اساس و با توجه به نمودار (۱) می توان فاصله بین میزان ثبت اختراع و سطح توسعه یافتگی کشورها را به وضوح درک نمود.



نمودار ۱: میانگین تعداد اختراعات ثبت شده در کشورهای منتخب طی ۲۰۰۸-۲۰۱۹

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۳-۲. انرژی‌های تجدیدپذیر و تکنولوژی سبز

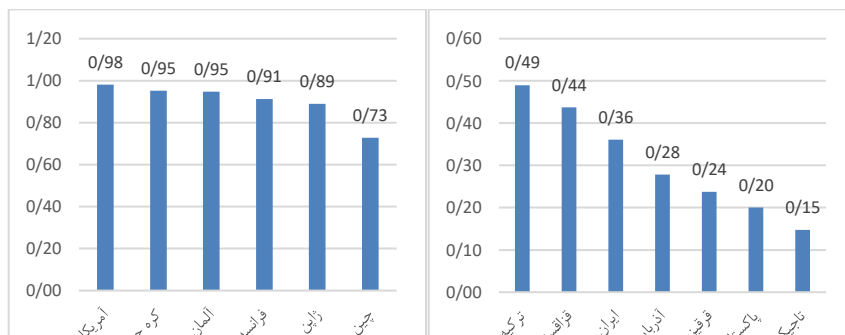
انرژی‌های تجدیدپذیر به‌طور طبیعی در محیط زیست به وجود می‌آیند. انرژی باد، خورشید، برق آبی، بیوماس^۱ و بیوگاز^۲ از جمله انرژی‌های تجدیدپذیر می‌باشند که با عدم تولید آلاینده‌های مضر زیست‌محیطی، برخلاف انرژی‌های تجدیدناپذیر، موجب کاهش آلودگی‌های زیست‌محیطی می‌گردند و نور خورشید به‌عنوان منبعی ثابت برای رفع نیاز روزافزون انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرد (کازی^۳ و همکاران، ۲۰۱۹).

مطالعات در زمینه انرژی تجدیدپذیر در سال‌های اخیر افزایش یافته است که می‌تواند نقش مهمی در کاهش استفاده از سوخت‌های فسیلی و گرم شدن کره زمین ایفا کند (حوسین^۴ و همکاران، ۲۰۲۱). این انرژی‌ها، تمیز، فراوان و قابل اعتماد هستند و در صورتی که به‌طور صحیح توسعه یابند، می‌توانند به‌عنوان منابع انرژی پایدار نقش مهمی در رسیدن به اهداف توسعه پایدار ایفا کنند، بررسی نیازهای انرژی جهان، فناوری‌های انرژی تجدیدپذیر برای مصارف خانگی را مورد بررسی قرار می‌دهد و نظرات عمومی در مورد انرژی‌های تجدیدپذیر را برجسته می‌سازد. با در نظرگیری این موضوع که این دسته

1. Biomass
2. Biogas
3. Qazi et al. (2019)
4. Husin et al. (2021)

از انرژی محبوبیت زیادی میان جوامع داشته و همچنین با در نظر گرفتن اینکه انرژی تجدیدپذیر از ظرفیت ویژه‌ای برای رشد و توسعه اقتصادی کشورها برخوردار می‌باشد می‌توان نتیجه گرفت که این نوع از انرژی از عوامل مهم در گسترش تکنولوژی سبز و توسعه پایدار محسوب می‌شود. متأسفانه هزینه قیمت تمام‌شده این نوع از انرژی در مقایسه با سایر انرژی‌ها بالاست و این موضوع موجب شده سیاست‌های کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته در مصرف این انرژی‌ها متفاوت باشد (پرهیزکار و همکاران، ۱۴۰۰). بررسی‌های محققان در این زمینه نشان می‌دهد علی‌رغم تلاش‌های جدی در همه سطوح برای کاهش اتکا به سوخت‌های فسیلی با ترویج انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان جایگزین آن، سوخت‌های فسیلی همچنان به دارا بودن سهم ۷۳/۵ درصدی در سراسر جهان ادامه می‌دهند. علاوه بر این، مطالعات مختلف نشان می‌دهد که فقدان آگاهی عمومی مانع بزرگی برای پذیرش فناوری‌های انرژی تجدیدپذیر می‌باشد (کازی و همکاران، ۲۰۱۹).

تکنولوژی سبز شکل خاصی از نوآوری است که هدف آن کاهش تأثیرات منفی محصولات و فرآیندهای تولید بر محیط طبیعی می‌باشد و اخیراً در ادبیات نوآوری ظاهر شده است (رزاق و همکاران، ۲۰۲۱) که اهداف کاهش آلودگی، بهبود بهره‌وری از نوآوری‌های تکنولوژیکی، پیشرفت در روند حفاظت از محیط‌زیست و توسعه اقتصادی را دنبال می‌نماید (دو و همکاران، ۲۰۲۱). در این مطالعه برای اندازه‌گیری تکنولوژی سبز از شاخص کلی ۲ که برگرفته‌شده از میزان مهارت، میزان تحقیق و توسعه، فناوری اطلاعات، دسترسی مالی و فعالیت صنعتی کشورها می‌باشد، استفاده می‌شود و داده‌های آن از وب سایت آنکتاد^۳ گردآوری شده است. نمودار (۲) شاخص تکنولوژی سبز را برای دو گروه کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه‌یافته منتخب نشان می‌دهد. همان‌طور که نمودار نشان می‌دهد کشورهای توسعه‌یافته به لحاظ شاخص تکنولوژی سبز عملکرد بهتری داشته‌اند. ایران نیز در بین کشورهای منتخب در حال توسعه بعد از ترکیه و قرقیزستان در رتبه سوم قرار دارد و این شاخص برای ایران ۰/۳۶ است که حاکی از ضعیف بودن عملکرد آن به لحاظ به‌کارگیری تکنولوژی سبز است. کشورهای توسعه‌یافته دارای سطح بالایی از توسعه اقتصادی، ثبات سیاسی و بخش‌های پیشرفته تکنولوژیکی و صنعتی می‌باشند و همچنین مسئله حفاظت و پایداری محیط زیست در این گروه از کشورها از اهمیت زیادی برخوردار است، این در حالی است که کشورهای در حال توسعه با درآمد سرانه کمتر و پایه صنعتی کمتر توسعه‌یافته در تلاش هستند تا به سطوح بالای صنعتی، اقتصادی و تکنولوژیکی کشورهای توسعه‌یافته نزدیک شوند.



نمودار ۲: شاخص تکنولوژی سبز کشورهای منتخب طی ۲۰۱۹-۲۰۰۸

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۳-۳. تکنولوژی سبز و تجارت بین الملل

فناوری سبز که به عنوان فناوری زیست محیطی نیز شناخته می شود، نوعی نوآوری فناورانه است که در حالت کلی به فناوری‌ها، فرآیندها و محصولات اطلاق می شود که از اصول اولیه محیط زیستی و اقتصاد اکولوژیکی پیروی می کند، این فناوری می تواند در استفاده از منابع طبیعی صرفه جویی کرده، مصرف انرژی را کاهش دهد و تا آنجا که ممکن است آسیب های زیست محیطی را به حداقل برساند. به طور کلی هدف اصلی این فناوری کاهش اثرات منفی بر محیط زیست و حل تضاد بین محدودیت های زیست محیطی و رشد اقتصادی می باشد و به نظر می رسد پیشرفت فناوری به تنهایی برای سوق دادن مصرف کنندگان به سمت پذیرش فناوری های سبز کافی نبوده و نفوذ اجتماعی یکی دیگر از محرک های ضروری است که باعث می شود مصرف کنندگان این گونه فناوری ها را بیشتر مورد استفاده قرار دهند.

به طور خاص، نوآوری فناوری شامل توسعه ایده های جدید، بسط دادن و به کارگیری اختراعات و فناوری ها و اصلاح فرآیند تولید می باشد و به عنوان راه حلی کلیدی برای مشکلات زیست محیطی و توسعه تلقی می شود که به طور مستقیم در کاهش انتشار CO₂ نقش دارد (چنگ^۲ و همکاران، ۲۰۲۱).

کشورهای توسعه یافته با درآمد سرانه بالا متمایل به دنبال کردن رشد اقتصادی سازگار با محیط زیست در کنار سیاست های زیست محیطی مانند مالیات و حذف یارانه سوخت های فسیلی بوده و قصد دارند تا برای واردات کالاهای غیر دوستدار محیط زیست تعرفه وضع نمایند. این در حالی است که کشورهای در حال توسعه همچنان خواستار حفظ استراتژی رشد اقتصادی سنتی به دلیل ناکافی بودن فناوری سبز و منابع مالی مناسب می باشند که به همین خاطر نمی توانند از استراتژی رشد سبز پیروی کنند. از آنجا که رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه به تجارت جهانی، به ویژه صادرات به

1. Carbon dioxide

2. Cheng et al. (2021)

کشورهای توسعه یافته، وابسته می باشد، کسب همکاری بین المللی در زمینه فناوری سبز و سرمایه گذاری در کشورهای توسعه یافته مستلزم ترغیب این کشورها به دنبال کردن استراتژی رشد سبز می باشد (شنگ و همکاران ۲۰۲۱).

۴. روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر با هدف بررسی عوامل مؤثر بر تجارت بین الملل با تأکید بر بررسی میزان و نوع اثرگذاری عواملی چون تولید ناخالص داخلی، فاصله جغرافیایی، فاصله تکنولوژیکی و تکنولوژی سبز در گروه کشورهای توسعه یافته و کشورهای در حال توسعه با بهره گیری از داده های تابلویی و رهیافت داده های تابلویی انجام می پذیرد و از نرم افزار اقتصادسنجی استتا، با در نظرگیری معناداری براساس احتمال و در سطح اطمینان ۹۵ درصد، استفاده می شود.

این بخش به بررسی روش پژوهش و معرفی الگوی جاذبه و الگوی اقتصادسنجی می پردازد و در ادامه رهیافت داده های تابلویی تشریح می گردد.

۴ - ۱. مدل جاذبه

قانون جهانی گرانش نیوتن^۱ معادله ای است که برای نخستین بار، نیوتن در کتاب اصول ریاضی فلسفه طبیعی، برای توصیف نیروی گرانش، در سال ۱۶۸۷ پیشنهاد داد.

$$F = G \frac{m_1 m_2}{r^2} \quad (1)$$

در معادله (۱) F نیروی گرانش، m_1 و m_2 جرم دو جسم و r فاصله میان دو جسم است. این الگو، اولین بار توسط تینبرگن^۲ و پویهونن^۳ برای تحلیل تجارت بین الملل مورد استفاده قرار گرفت.

الگوی جاذبه ابزار تجربی مناسبی برای توضیح جریان های تجاری و مباحث مرتبط می باشد که در ابتدا با کاستی هایی در توصیف مبانی نظری در جریانات تجاری مواجه بود و با گذشت زمان و پیشرفت های نظری متعدد، به ابزاری قوی برای این گونه جریان ها مبدل گشت، نمونه های ابتدایی این مدل با فرض این که سطح تجارت دوجانبه میان کشورها با اندازه اقتصادی و فاصله آن ها مشخص می گردد، مورد ارزیابی قرار می گرفت که پس از آن متغیرهای مانند زبان مشترک، مرز مشترک و دیگر متغیرها به آن اضافه گردید.

مدل جاذبه، استفاده از داده های واقعی را در پژوهش های تجاری امکان پذیر ساخته و این مزیت موجب برتری این الگو نسبت به مدل های دیگر گشته است (امامی فرد و همکاران، ۱۴۰۰).

$$X_{ij} = F(GDP_i, GDP_j, DIS_{ij}) \quad (2)$$

در معادله (۲) X_{ij} جریان تجاری میان دو کشور i و j ، GDP_i تولید ناخالص داخلی i ، GDP_j تولید ناخالص داخلی کشور j و DIS_{ij} فاصله جغرافیایی بین دو کشور می باشد که در این پژوهش با افزودن دو متغیر شکاف تکنولوژی و تکنولوژی سبز معادله (۲) به صورت تعمیم یافته به شرح زیر است.

$$X_{ij} = F (GDP_i, GDP_j, DIS_{ij}, DPAT_{ij}, GT_i, GT_j) \quad (3)$$

۴ - ۲. ارائه الگوی اقتصادسنجی

هدف از این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر تجارت کشورهای منتخب می‌باشد، بنابراین با در نظر گرفتن معادلات (۲) و (۳) مدل متناسب برای سنجش تجارت بین‌الملل، مدل جاذبه به شکل یک معادله خطی لگاریتمی برای هر دو گروه کشور در نظر گرفته می‌شود.

$$\ln \text{TRADE}_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{GDP}_{it} + \beta_2 \ln \text{GDP}_{jt} + \beta_3 \ln \text{DIS}_{ijt} + \beta_4 \ln \text{DPAT}_{ijt} + \beta_5 \ln \text{GT}_{ijt} + U_{ijt} \quad (4)$$

در رابطه (۴)، $\ln \text{GDP}_{jt}$ و $\ln \text{GDP}_{it}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشور منتخب و شرکای تجاری آن، $\ln \text{DIS}_{ijt}$ لگاریتم فاصله جغرافیایی میان دو کشور، $\ln \text{DPAT}_{ijt}$ لگاریتم شکاف تکنولوژی (تفاضل ثبت اختراع)، $\ln \text{GT}_{ijt}$ لگاریتم متغیر ضربی تکنولوژی سبز دو کشور و U_{ijt} جزء خطای تصادفی را نشان می‌دهد.

تولید ناخالص داخلی ملاک ظرفیت اقتصادی کشورها می‌باشد که افزایش آن موجب شکل‌گیری اقتصادی عظیم‌تر و به دنبال آن افزایش ظرفیت تجاری کشورها است (ملکوئی و همکاران، ۱۴۰۰). طبق گزارش‌های ارائه شده در سال ۲۰۱۸ از میان ۱۴۴ کشور جهان، کشورهای قطر، سوئیس، آمریکا، امارات، هلند، عربستان، سنگاپور، لوکزامبورگ، نروژ و ایرلند جزء کشورهایی با بالاترین تولید سرانه ناخالص داخلی محسوب می‌شوند (رضائی و همکاران، ۲۰۲۰).

فاصله جغرافیایی متغیری است که در پژوهش‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفته است و می‌توان گفت سیاست‌های تجاری متمرکز بر کشورهای همسایه در شراکت‌های تجاری نسبت به کشورهای دورتر، برای گسترش تجارت از اولویت بالاتری برخوردار می‌باشد.

از سال ۱۹۶۰، ایده تمایز در سطح توسعه کشورها و ارتباط آن با تفاوت در سطح تکنولوژیکی آن‌ها مطرح گردیده و این موضوع بیان می‌شود که کشورها علاوه بر فاصله جغرافیایی از لحاظ فاصله تکنولوژیکی نیز می‌توانند به یکدیگر نزدیک یا دور باشند. بنابراین این‌گونه به نظر می‌رسد که اگر سطوح تکنولوژی مشابه باشد می‌تواند عاملی کمک‌کننده برای تجارت میان دو کشور تجاری محسوب شود (اوحدی و همکاران، ۱۳۹۶). با توجه به اینکه تکنولوژی از پارامترهای غیرملموس به حساب می‌آید، محاسبه آن به شکل غیرمستقیم انجام می‌پذیرد و یکی از شاخص‌هایی که می‌توان از آن به‌عنوان شاخص شکاف تکنولوژی استفاده کرد، قدرمطلق تفاضل میان ثبت اختراع افراد مقیم در کشورها می‌باشد.

فناوری را می‌توان به فناوری تولید و تکنولوژی سبز تقسیم کرد که اولی فقط می‌تواند کارایی تولید را ارتقاء داده و تأثیر بسزایی در صرفه‌جویی انرژی و حفاظت از محیط زیست ندارد، درمقابل تکنولوژی سبز می‌تواند کیفیت زیست‌محیطی بالاتری را به‌وجود آورد (کاو و وانگ، ۲۰۱۷). در

سال ۲۰۱۵، مجمع عمومی سازمان ملل متحد^۱ با اهداف توسعه پایدار، اعلام کرد که فناوری‌های مختلف از جمله فناوری سبز، برای دستیابی به اهداف توسعه پایدار سازمان ملل در سطح جهانی ضروری هستند. فناوری‌های سبز برای ایجاد آینده‌ای پایدار بر مبنای تعادل اقتصادی و کاهش اثرات منفی توسعه اقتصادی سنتی، به عنوان یک اقتصاد نوظهور پیشرو می‌باشد (ایکرام و همکاران، ۲۰۲۱).

۵. نتایج

رهیافت داده‌های تابلویی به علت داشتن برتری‌های زیاد از جمله کارایی برآورد بیشتر و بررسی هم‌زمان اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت، نسبت به داده‌های سری زمانی و مقطعی در مطالعات اقتصادی و تجاری به شکل گسترده‌تری مورد استفاده قرار می‌گیرد و روشی برای ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی می‌باشد (کریم‌پور و همکاران، ۱۳۹۹). درحقیقت رهیافت داده‌های تابلویی تلفیقی از داده‌های جمع‌آوری شده طی یک دوره زمانی و برای چند مقطع گردآوری و ارزیابی می‌شود که به دو نوع داده‌های تابلویی متوازن و نامتوازن تقسیم می‌گردد و همچنین این گونه داده‌ها، تحلیل‌های تجربی را به‌نحو بسیار مؤثری غنی می‌سازد.

در تخمین ضرایب به طریق حداقل مربعات معمولی، برای جلوگیری از سوگیری ضرایب برآوردشده و استقرآ آماری بر روی آن‌ها، برقراری فروض کلاسیک ضروری می‌باشد. در مدل کلاسیک، فرض بر این می‌باشد که جزء اخلاط مرتبط با یک مشاهده، تحت اثر جزء اخلاط مشاهده دیگر قرار نمی‌گیرد. از دیگر فروض استاندارد کلاسیک، یکسانی جملات اخلاط در دوره‌های متفاوت می‌باشد و از آن جهت که واریانس جزء اخلاط با واریانس متغیر وابسته برابر است، مسئله ناهمسانی واریانس به یکسان نبودن متغیر وابسته مرتبط می‌گردد و در صورت تشخیص این ناهمسانی برای دستیابی به تخمینی صحیح و کارا، باید به رفع این مشکل پرداخت. در این پژوهش به منظور ارزیابی ناهمسانی واریانس، از آزمون LR استفاده می‌شود که فرضیه صفر مبتنی بر همسانی واریانس و فرضیه مقابل ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهد. در صورت وجود ناهمسانی واریانس، به منظور رفع آن از برآورد به روش حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده می‌شود (عسگری و همکاران، ۱۴۰۲).

پیش از برآورد الگو لازم است تا به منظور جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب مانایی داده‌ها مورد آزمون قرار گیرد. بدین منظور از آزمون مانایی لوین، لین و چو استفاده شد. در این آزمون فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و نامانایی است.

همچنین برای مشخص نمودن نوع برآورد ابتدا از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون رهیافت داده‌های تلفیقی و فرضیه مقابل رهیافت داده‌های تابلویی است. همچنین در صورتی که فرضیه صفر رد شده و رهیافت داده‌های تابلویی (اثرات ثابت) انتخاب شود باید آزمون هاسمن برای انتخاب بین رهیافت اثرات ثابت و اثرات تصادفی به کار گرفته شود.

الگوی اقتصادسنجی در این پژوهش، به منظور سنجش عوامل تأثیرگذار بر تجارت کشورهای منتخب در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته منتخب طی سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۰۸ برآورد شد.

در این مطالعه دو گروه از کشورها به عنوان جامعه آماری مورد پژوهش قرار می‌گیرد شامل کشورهای در حال توسعه که به اندازه کافی از صنعتی شدن متناسب با جمعیت خود دست نیافته و دارای استاندارد زندگی پایینی هستند و کشورهای توسعه‌یافته‌ای که اقتصاد و زیرساخت فناوری پیشرفته‌تری نسبت به کشورهای در حال توسعه دارند. کشورهای در حال توسعه منتخب شامل ایران، ترکیه، آذربایجان، قزاقستان، قرقیزستان، ازبکستان، تاجیکستان، پاکستان و کشورهای توسعه‌یافته نیز شامل آلمان، فرانسه، ژاپن، کره جنوبی، چین و ایالات متحده می‌باشد.

۵ - ۱. آزمون مانایی لوین، لین و چو

به منظور بررسی مانایی داده‌ها پسماند حاصل از برآورد الگو برای هر دو گروه کشور منتخب برآورد و مورد ارزیابی قرار گرفت. احتمال آماره حاکی از عدم وجود ریشه واحد و بنابراین مانایی پسماندهاست. بر این اساس پس از برآورد الگو نتایج قابل اتکا است.

جدول ۱: نتایج آزمون مانایی لوین، لین و چو

نتیجه	احتمال	آماره	
مانا	۰/۰۰۰	-۵۰/۳۱	کشورهای توسعه‌یافته
مانا	۰/۰۰۰	-۴/۳۱	کشورهای در حال توسعه

(منبع: محاسبه پژوهش)

۵ - ۲. آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

این آزمون به منظور تشخیص رهیافت داده‌های تابلویی^۲ و تلفیقی^۳ صورت می‌پذیرد که در جدول زیر نتایج این آزمون برای داده‌های پژوهش حاضر آورده شده است.

با توجه به جدول (۲) سطح احتمال آماره آزمون F لیمر در هر دو گروه کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، بنابراین فرضیه صفر رد شده و رهیافت داده‌های تابلویی انتخاب می‌شود. فرضیه صفر آزمون هاسمن مبنی بر روش اثرات تصادفی است. مطابق با نتایج گزارش شده در جدول (۴) فرضیه صفر مبنی بر روش اثرات تصادفی رد شده و روش اثرات ثابت برای هر دو گروه کشور تأیید می‌گردد.

جدول ۲: نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

نام آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
آزمون F لیمر	۲۸۳/۴۸	۰/۰۰۰	داده‌ها تابلویی
آزمون F لیمر	۷۶/۹۹	۰/۰۰۰	داده‌ها تابلویی
آزمون هاسمن	۱۹/۱۶	۰/۰۰۱	اثرات ثابت
آزمون هاسمن	۲۵/۷۳	۰/۰۰۱	اثرات ثابت

(منبع: محاسبه پژوهش)

۵ - ۳. آزمون ناهمسانی واریانس

فرضیه صفر این آزمون مبنی بر همسانی واریانس است. مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۳) و احتمال آماره آزمون که کمتر از ۰/۰۵ می باشد، معین می گردد که فرضیه صفر رد شده و ناهمسانی واریانس برای هر دو گروه کشور وجود دارد.

جدول ۳: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس LR

نتیجه	احتمال	آماره	
ناهمسانی واریانس وجود دارد	۰/۰۰۰	۳۵۰/۶۳	کشورهای توسعه یافته
ناهمسانی واریانس وجود دارد	۰/۰۰۰	۴۴۸/۲۳	کشورهای در حال توسعه

(منبع: محاسبه پژوهش)

۵ - ۴. آزمون والد

این آزمون معنی داری کلی رگرسیون را تعیین می کند که آیا تمام پارامترهای الگو با هم برابر و برابر با صفر است یا خیر. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود حاکی از آن است که در کل الگو معنادار نمی باشد. مطابق با نتایج این آزمون فرضیه صفر رد شده و در کل الگو معنادار است.

جدول ۴: نتایج آزمون والد

نتیجه	احتمال	آماره	
در کل الگو معنادار است	۰/۰۰۰	۷۰۲/۳۶	کشورهای توسعه یافته
در کل الگو معنادار است	۰/۰۰۰	۵۲۷/۸۹	کشورهای در حال توسعه

(منبع: محاسبه پژوهش)

۵ - ۵. برآورد الگو

نتایج حاصل از برآورد معادله این پژوهش با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) و با بهره گیری از داده ها و اطلاعات جمع آوری شده از سایت آنکتاد برای بررسی میزان تجارت بین کشورها و تکنولوژی سبز و همین طور سایت داده های بانک جهانی برای گردآوری داده های تولید ناخالص داخلی هر کشور و میزان اختراعات ثبت شده کشورهای منتخب انجام پذیرفته است. همچنین برای بررسی فاصله جغرافیایی میان کشورهای منتخب از داده های سایت فاصله بین کشورها استفاده شده است.

با توجه به نتایج برآوردی که در جداول (۵) و (۶) ارائه شده است، مشخص گردید در کشورهای در حال توسعه، تولید ناخالص داخلی کشور اول تأثیر معنادار و مثبتی بر روند تجاری این کشورها داشته، بنابراین یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی آن ها منجر به ۰/۸۴ درصد افزایش در

تجارت این کشورها می‌گردد و اثر تولید ناخالص داخلی کشور دوم مثبت، ولی معنادار نمی‌باشد. همچنین در کشورهای توسعه‌یافته، اثر مثبت و معنادار تولید ناخالص داخلی این کشورها بر تجارت بین‌الملل مشاهده می‌گردد و یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی این گروه از کشورها موجب بالا رفتن میزان تجارت به اندازه $1/13$ درصد برای کشور اول و $0/94$ درصد برای کشور دوم می‌گردد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که افزایش در ظرفیت تولید، توانایی بیشتری برای هر دو گروه کشورها در جهت افزایش صادرات و تجارت ایجاد می‌کند.

فاصله جغرافیایی در هر دو گروه کشورهای منتخب اثر منفی و معناداری بر تجارت داشته، بنابراین با افزایش یک درصدی فاصله جغرافیایی، سبب کاهش $0/03$ درصدی تجارت کشورهای توسعه‌یافته و $0/05$ درصدی تجارت کشورهای در حال توسعه می‌شود. از این رو تمایل کشورها برای تجارت با کشورهای همسایه و نزدیک به یکدیگر به علت داشتن صرفه اقتصادی به ویژه در زمینه حمل و نقل بیشتر می‌باشد.

شکاف تکنولوژی در کشورهای توسعه‌یافته معنادار و منفی و در کشورهای در حال توسعه معنادار و مثبت می‌باشد و این بدان معناست که با افزایش یک درصدی شکاف تکنولوژی میان این کشورها به میزان $0/45$ درصد تجارت کشورهای در حال توسعه افزایش و $0/19$ درصد تجارت کشورهای توسعه‌یافته کاهش می‌یابد. بدین سبب شکاف تکنولوژی در کشورهای توسعه‌یافته به‌عنوان یک مانع تجاری و در کشورهای در حال توسعه یک مزیت محسوب می‌گردد.

اثر تکنولوژی سبز در هر دو گروه کشورهای منتخب مثبت و معنادار می‌باشد و با افزایش یک درصدی تحول تکنولوژی سبز به ترتیب $0/91$ درصد و $1/91$ درصد تجارت کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه افزایش می‌یابد که مشخص می‌کند افزایش بهره‌بری از این نوع تکنولوژی نه‌تنها ممانعتی برای تجارت میان کشورها ایجاد نمی‌کند، بلکه می‌تواند موجب تقویت مراودات تجاری در مسیر سبز نیز گردد.

جدول ۵: نتایج برآورد الگو به روش GLS (کشورهای توسعه‌یافته)

متغیر توضیحی	ضرایب	آماره Z	احتمال آماره
LGDP _i	$1/13$	$21/29$	$0/000$
LGDP _j	$0/94$	$21/30$	$0/000$
LDISS _{ij}	$-0/03$	$-13/92$	$0/000$
LDPAT _{ij}	$-0/19$	$-5/80$	$0/000$
LGT _{ij}	$0/91$	$2/67$	$0/007$
CONS	$-34/4$	$-16/92$	$0/000$

(منبع: محاسبه پژوهش)

جدول ۶: نتایج برآورد الگو به روش GLS (کشورهای در حال توسعه)

متغیر توضیحی	ضرایب	آماره Z	احتمال آماره
LGDP _i	۰/۸۴	۱۱/۲۲	۰/۰۰۰
LGDP _j	۰/۰۵	۰/۹	۰/۳۶۷
LDISS _{ij}	-۰/۰۵	-۶/۶۲	۰/۰۰۰
LDPAT _{ij}	۰/۴۵	۹/۸۷	۰/۰۰۰
LGT _{ij}	۱/۹۱	۷/۸۶	۰/۰۰۰
CONS	-۵/۴	-۲/۳۳	۰/۰۲

(منبع: محاسبه پژوهش)

۶. نتیجه گیری

در این پژوهش به ارزیابی اثر تحول تکنولوژی سبز و شکاف تکنولوژی بر تجارت بین الملل کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته با بهره گیری از مدل جاذبه طی سال های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۹ میلادی پرداخته شده است.

مطابق جداول (۵) و (۶) اثر تحول تکنولوژی سبز بر هر دو گروه کشورهای منتخب، اثر مثبت و معناداری بر تجارت داشته و این موضوع بیانگر آن است که تکنولوژی سبز جایگاه مناسب خود را در پیشبرد تجارت بین الملل این کشورها یافته است. در اغلب مقالاتی که در ارتباط با اثر سیاست های زیست محیطی یا استفاده از انرژی های تجدیدپذیر بر تجارت منتشر شده است نتایجی مشابه با پژوهش کنونی مشاهده می گردد، برای مثال عبدالرحمان و همکارانش طبق مقاله ای که در سال ۲۰۲۰ منتشر شد به این نتیجه دست یافتند که سیاست های ترویج انرژی های تجدیدپذیر موجب رشد اقتصادی و پایداری محیط زیست می شود که با نتیجه حاصل شده از این پژوهش در زمینه استفاده از تکنولوژی سبز مطابقت دارد.

با توجه به اینکه تکنولوژی سبز بر مسائل توسعه ای تأثیر بسزایی داشته و با در نظر گرفتن اهمیت حفظ محیط زیست پاک و قابل استفاده برای نسل های آینده و همچنین مطابق با نتایج پژوهش حاضر، دولت ها و جوامع بایستی در بخش های پیچیده تر و سبزتر سرمایه گذاری های بیشتری انجام داده، مهارت های فنی خود را تقویت کرده و زیرساخت های فناوری لازم برای رشد صنایع سبز را توسعه دهند، همچنین جامعه بین المللی باید قوانین تجارت جهانی را در حمایت بیشتر از صنایع سبز نوظهور در اقتصادهای در حال توسعه گسترش دهند که به ویژه تلاش بیشتر کشورهای در حال توسعه در این زمینه برای دستیابی به این تکنولوژی لازم می باشد.

براساس نتایج به دست آمده اثر شکاف تکنولوژی بر تجارت بین الملل کشورهای در حال توسعه مثبت و معنادار می باشد، بدین معنا که با افزایش فاصله تکنولوژی تجارت دو جانبه میان این کشورها افزایش می یابد. بنابراین کشورهای مذکور به علت داشتن سطح تکنولوژی پایین تر، تمایل زیادی به

وارد کردن تکنولوژی و انجام مراودات تجاری با یکدیگر دارند. نتیجه مطالعه‌ای که در سال ۱۴۰۱ توسط موسوی و همکاران در این زمینه صورت پذیرفت معین کرد که شکاف تکنولوژی منجر به کاهش تجارت کشور منتخب در حال توسعه خواهد شد که این نتیجه با یافته حاصل شده از این پژوهش در تناقض می‌باشد.

با توجه به یافته‌های این پژوهش که فاصله تکنولوژی را عاملی محرک و تأثیرگذار در افزایش تجارت میان این گروه از کشورها معرفی می‌کند، پیشنهاد می‌شود با در نظرگیری اهمیت بیشتر پیشرفت تکنولوژی برای همه کشورها، میزان محدودی از شکاف تکنولوژی در کشورهای در حال توسعه حفظ شده و در کنار آن به دنبال سیاست‌های جایگزین برای اثر مثبت آن بر تجارت باشند.

مطابق جدول (۵) شکاف تکنولوژی در کشورهای توسعه‌یافته اثر منفی و معناداری بر تجارت دارد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هرچه شکاف تکنولوژی افزایش یابد میزان تجارت میان این گروه از کشورها کمتر می‌شود، به عبارت دیگر عدم شباهت در سطح تکنولوژی این کشورها به عنوان مانعی برای تجارت دو جانبه میان آن‌ها عمل کرده و آن را کاهش می‌دهد که این نتیجه با دستاورد مطالعه موسوی و همکاران در سال ۱۴۰۱ و همچنین پژوهش اوحدی و همکاران در سال ۱۳۹۶ مطابقت دارد. بنابراین کشورهایی که از سطح تکنولوژی پایین‌تری نسبت به کشورهای توسعه‌یافته دیگر برخوردار هستند، بایستی روی تکنولوژی سرمایه‌گذاری بیشتری انجام داده و در جهت افزایش ظرفیت در بخش‌های فناوری نوین قدم‌های بزرگ‌تری برداشته و با ارتقاء سطوح مرتبط با تکنولوژی و فناوری، از جمله بالا بردن دانش و تخصص نیروی انسانی، فناوری اطلاعات و بهره‌گیری از دانشمندان و متخصصان کشورهای دیگر، سطوح تکنولوژی خود را به دیگر کشورهای دارای سطوح تکنولوژی بالاتر نزدیک نمایند و در راستای پر کردن شکاف تکنولوژی گام بردارند تا از این طریق از آثار مثبت تجاری بیشتری بهره‌مند گردند.

با در نظر گرفتن یافته‌های پژوهش و اهمیت حفاظت از محیط زیست در کنار توسعه پایدار، حرکت کشورها در مسیر سبز مستلزم طراحی برنامه‌های متناسب سیاسی در جهت دستیابی به اهدافی ارزشمند از جمله کاهش آسیب‌های زیست‌محیطی، افزایش سطح تکنولوژی و پیشرفت اقتصادی می‌باشد که می‌توان به معافیت مالیاتی خدمات و تولیدات مرتبط با تکنولوژی سبز و دوستدار محیط زیست یا افزایش مراودات تجاری با کشورهای پیشرو در این زمینه و همچنین بهره‌گیری از انرژی‌های تجدیدپذیر با احداث نیروگاه‌های بادی و آبی اشاره کرد که بهره‌مندی از این گونه برنامه‌های سیاسی نیازمند آگاهی‌سازی و تبلیغات گسترده در این زمینه خواهد بود.

تقویت تکنولوژی سبز در کشورهای کمتر توسعه‌یافته می‌تواند با جذب سرمایه‌گذاری از کشورهایی با توسعه‌یافتگی بیشتر و پیشرفته‌تر در این زمینه نه تنها موجب افزایش تجارت و بهره‌بری دو جانبه هر دو کشور شود، بلکه سبب کاهش شکاف تکنولوژی میان این کشورها گردد که خود موجب افزایش تجارت به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌شود.

References

- Amanifard, R., Mohammadi, M., & Mazhari, R. (2021). The Role of Enabling Trade Indices on Iran's Exports: Gravity Model Approach. *Journal of Economic Research*, 80(21), 169-218. [In Persian]
- Brandi, C., Schwab, J., Berger, A., & Morin, J. F. (2020). Do environmental provisions in trade agreements make exports from developing countries greener?. *World Development*, 129, 104899.
- Du, K., Cheng, Y., & Yao, X. (2021). Environmental regulation, green technology innovation, and industrial structure upgrading: The road to the green transformation of Chinese cities. *Energy Economics*, 98, 105247.
- Husin, H., & Zaki, M. (2021). A critical review of the integration of renewable energy sources with various technologies. *Protection and control of modern power systems*, 6(1), 1-18.
- Hsu, C. C., Quang-Thanh, N., Chien, F., Li, L., & Mohsin, M. (2021). Evaluating green innovation and performance of financial development: mediating concerns of environmental regulation. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(40), 57386-57397.
- Ikram, M., Ferasso, M., Sroufe, R., & Zhang, Q. (2021). Assessing green technology indicators for cleaner production and sustainable investments in a developing country context. *Journal of Cleaner Production*, 322, 129090.
- Can, M., Jebli, M. B., & Brussaers, J. (2021). Exploring the impact of trading Green Technology Products on the environment: Introducing the Green Openness Index. Available at SSRN 3804046.
- Karimpour, S., Ghasemi, A., & Mohamadi, T. (2020). The impact of Iran's economic sanctions on Iran and OPEC countries's crude oil trade: application of the generalized gravity model. *Iranian Energy Economics*, 9(34), 143-172.
- Khan, S. A. R., Yu, Z., Belhadi, A., & Mardani, A. (2020). Investigating the effects of renewable energy on international trade and environmental quality. *Journal of Environmental management*, 272, 111089.
- Liu, H., Lei, H., & Zhou, Y. (2022). How does green trade affect the environment? Evidence from China. *Journal of Economic Analysis*, 1(1), 1-19.
- Parhizkar kohne oghaz, M., Nikooghadam, M., & Khoshnoodi, A. (2021). Investigating the effect of renewable energy consumption on sustainable development in OPEC member countries. *new economy and trad*, 16(1), 29-60. [In Persian]
- Malkuti, Zamani, & Arabian. (2021). Determinants of bilateral trade between Iran and China. *Business Journal*, 25(98), 215-246. [In Persian]
- Mousavi Jahromi, Y., Shaygani, B., Noraniazad, S., & Hydari, M. (2022). Investigating The Effect of Technology Gap on industrial Trade: Using Gravity Model. *new economy and trad*, 17(3), 149-174.
- Ohadi Esfahani, S., Tayebi, S. K., & Vaez Barzani, M. (2017). Effect of Technological Gap on Iran's Bilateral Trade Relations: a Semi-parametric Approach. *Journal of Economics and Modelling*, 8(31), 1-26. [In Persian]

- Pourali, M., Rajaei, Y., & Dalmanpour, M. (2020). Effects of macroeconomic and institutional variables on the economic growth of selected developing countries. *Applied Economics*, 10(32 and 33 (Spring and Summer 99)), 79-96. [In Persian]
- Qazi, A., Hussain, F., Rahim, N. A., Hardaker, G., Alghazzawi, D., Shaban, K., & Haruna, K. (2019). IEEE Access 7 (2019) 63837.
- Razzaq, A., Wang, Y., Chupradit, S., Suksatan, W., & Shahzad, F. (2021). Asymmetric inter-linkages between green technology innovation and consumption-based carbon emissions in BRICS countries using quantile-on-quantile framework. *Technology in Society*, 66, 101656.
- Rezaee, J., Tari, F., Mohammadi, T., & Shahhoseini, S. (2020). The Evaluation of the Impact of Trade Facilitation on Bilateral Industrial Trade in Developing Countries. *Journal of Industrial Economics Research*, 13(4), 61-74. [In Persian]
- Sampson, T. (2023). Technology gaps, trade, and income. *American Economic Review*, 113(2), 472-513.
- Shang, L., Tan, D., Feng, S., & Zhou, W. (2022). Environmental regulation, import trade, and green technology innovation. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(9), 12864-12874.
- Wang, Q., Zhang, F., & Li, R. (2023). Revisiting the environmental kuznets curve hypothesis in 208 counties: The roles of trade openness, human capital, renewable energy and natural resource rent. *Environmental Research*, 216, 114637. <https://unctad.org/tir2023>
<https://www.distance-between-countries.com/>
<https://databank.worldbank.org/>
- .

Evolution of Green Technology, Technology Gap and International Trade

A Comparative Study of Developing and Developed Countries

Mehrnoosh Patimar¹

Zahra Zamani²

Received: 2023/12/27

Accepted: 2024/01/25

Aim and Introduction

Trade is one of the most important factors for the economic progress of countries, which has become feasible with the globalization of business. In addition, the significant increase in energy consumption after the industrial revolution, aimed at improving the quality of human life, has led to increasing environmental degradation worldwide. Although economic growth is one of the main goals of countries, developed economies are more concerned about its environmental consequences. Unfortunately, it seems that developing countries often overlook environmental protection in their pursuit of desired economic growth.

Green technology is a form of technology that aims to minimize the environmental damage caused by energy consumption by increasing energy efficiency. Examples of this technology include renewable energy sources, energy efficiency measures, waste management, environmental monitoring systems, and electric vehicles, all of which contribute to significantly improving the quality of environment. Green technology and its positive consequences serve as a turning point for mitigating environmental damage and, most importantly, preventing further harm. It has proven to be highly effective and requires the collective efforts of all countries to achieve their economic goals while preserving and expanding their trade relationships, ultimately bringing their technological levels closer together.

Methodology

This research aims to investigate the technology gap and green technology and its effects on international trade between developed countries (Japan, South Korea, France, Germany, the United States, China) and developing countries (Iran, Turkey, Azerbaijan, Tajikistan, Pakistan, Kazakhstan, Kyrgyzstan, Uzbekistan). The study utilizes the gravity model and STATA software, analyzing the coefficients obtained from this model to examine how green technology development can have a positive impact on both environment and business. The data used in this analysis spans during 2008 - 2019 and is sourced from UNCTAD and WORLD BANK.

-
1. M.A Faculty of Commerce, university of Sheikh Baha'i, Isfahan, Iran.
E-mail: mehrnooshpatimar88@gmail.com
 2. Postdoctoral Researcher, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. (Corresponding Author) E-mail: z_zamani85@yahoo.com

Findings

Based on the estimated results of this study, it has been determined that in developing countries, Gross Domestic Product (GDP) of the first country had a significant and positive impact on their trade. Therefore, a 1% increase in their GDP leads to an 0.84% increase in their trade. On the other hand, the impact of GDP for the second country is positive but not significant.

Furthermore, in developed countries, a positive and significant effect of Gross Domestic Product (GDP) on international trade is observed. A 1% increase in GDP for this group of countries leads to a 13.1% increase in trade for the first country and a 9.4% increase for the second country. Therefore, it can be concluded that an increase in production capacity creates greater capabilities for both groups of countries to enhance exports and trade.

The geographical distance has a significant negative impact on trade in both groups of selected countries. Therefore, a 1% increase in geographical distance leads to a 0.3% decrease in trade for developed countries and a 0.5% decrease in trade for developing countries. As a result, countries tend to prefer trading with their neighboring and geographically closer countries due to economic advantages, especially in transportation sector.

Technology gap has significant negative implications for developed countries and significant positive implications for developing countries. This means that with a one percent increase in technology gap between these countries, the trade of developing countries increases by 0.45 percent and the trade of developed countries decreases by 0.19 percent. Technology gap is considered a trade barrier in developed countries, while it is seen as an advantage in developing countries.

The impact of green technology is positive and significant in both selected groups of countries. One percent increase in green technology transformation results in a 0.91 percent and 1.91 percent increase in trade for developed and developing countries, respectively. This indicates that the adoption of green technology not only does not hinder international trade but can also strengthen trade relations in the green pathway.

Discussion and Conclusion

Transformation of green technology has had a significant and positive impact on trade for both groups of selected countries. This indicates that green technology has found a suitable position in advancing international trade for these countries. Considering that green technology has a significant impact on development issues and the importance of preserving a clean and sustainable environment for future generations, as well as in line with the findings of this research, governments and societies should invest more in greener and more complex sectors. They should enhance their technical skills and develop the necessary technological infrastructure for the growth of green industries. Additionally, the international community should expand the support for emerging green industries in

developing economies by strengthening global trade regulations, particularly through increased efforts by developing countries to acquire this technology.

According to the results obtained, the impact of technology gap on international trade among developing countries is positive and significant. This means that as the technology distance increases, bilateral trade between these countries also increases. Therefore, the mentioned countries, due to their lower level of technology, have a strong inclination to import technology and engage in trade with each other.

Based on the findings of this research, which identifies the technology gap as a stimulating and influential factor in increasing trade among these groups of countries, it is suggested to prioritize the advancement of technology for all countries. It is recommended to maintain a certain level of technology gap in developing countries while simultaneously pursuing alternative policies to harness its positive impact on trade.

Keywords: Green Technology Evolution, Technology Gap, International Trade

JEL Classification: F1, O0

تبیین و تحلیل عوامل مؤثر بر تراز تجاری دو جانبه آب مجازی با رویکرد توسعه پایدار و تأکید بر الگوی جاذبه^۱

سپیده عامری گلستان^۲صادق بختیاری^۳سارا قبادی^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۱۰

چکیده

وجود مشکلات کمی و کیفی در منابع آب کشور و قرارگیری ایران در منطقه‌ای خشک و نیمه‌خشک و رویارویی با بحران‌های کم‌آبی، ضرورت توجه به سمت تقاضای آب در سطح کلان و تدوین برنامه‌های اصولی در جهت بهره‌برداری پایدار از منابع آب را به همراه داشته است. در این راستا، استفاده از رویکرد تجارت آب مجازی توسط کشورها، عملکرد مطلوبی را در رابطه با اقدامات مفید مدیریتی نشان می‌دهد. این پژوهش با استفاده از الگوی جاذبه و برآوردگر PPML، عوامل مؤثر بر تراز تجاری دو جانبه آب مجازی در پنج محصول عمده کشاورزی ایران (گندم، برنج، خرما، پسته و هندوانه) را در بازه زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۹ و از دیدگاه توسعه پایدار مورد بررسی قرار داده است. سال‌های مورد مطالعه با توجه به اطلاعات در دسترس و برآوردهای صورت گرفته انتخاب شده‌اند. مطابق با بررسی‌های صورت گرفته، تراز تجاری آب مجازی ایران با نرخ ارز دو جانبه رابطه مثبت و با مسافت و نسبت جمعیت رابطه منفی داشته و برای متغیر تولید ناخالص داخلی نیز این رابطه به‌جز محصول هندوانه، برای محصولات دیگر مثبت می‌باشد. همچنین، ایران در رابطه با دو محصول هندوانه و پسته، صادرکننده و برای دو محصول گندم و برنج واردکننده آب مجازی و در محصول خرما نیز با توجه به صرفاً صادراتی بودن آن، صادرکننده آب مجازی است و به‌طور کلی صادرکننده آب مجازی قلمداد می‌شود.

واژگان کلیدی: آب مجازی، توسعه پایدار، PPML، تجارت آب مجازی

طبقه‌بندی B17, Q25, Q01:JEL

۱. این پژوهش مستخرج از رساله دکتری نویسنده نخست (سپیده عامری گلستان) است.

۲. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
pd.ameri65@gmail.com

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)
bakhtiari@khuif.ac.ir

۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
sghobadi@khuif.ac.ir

۱. مقدمه

بحران آب از بزرگ‌ترین چالش‌هایی است که اکثر مناطق جهان و به‌ویژه ایران با آن روبه‌رو هستند. خشکسالی‌های مکرر و برداشت بی‌رویه آب‌های سطحی و زیرزمینی، منابع آبی را محدود کرده و درعین حال رشد جمعیت نیز افزایش تقاضا و مصرف در زنجیره آب و صنایع غذایی (به‌خصوص محصولات کشاورزی) را به همراه داشته است.

از جمعیت جهان هنوز بیش از ۲ میلیارد نفر بدون آب آشامیدنی سالم زندگی می‌کنند و از آن‌ها ۱۱۵ میلیون نفر هنوز از آب‌های سطحی می‌نوشند (سازمان جهانی بهداشت/یونسف، ۲۰۲۳). گروه بین‌المللی تغییرات اقلیم (IPPC) ۲۰۲۲ اعلام نموده است که تقریباً نیمی از جمعیت جهان حداقل برای بخشی از سال با کمبود شدید آب مواجهند. بلایای مرتبط با آب در ۵۰ سال گذشته بر فهرست بلایا غالب بوده و ۷۰ درصد از کل مرگ‌ومیرهای مربوط به بلایای طبیعی را تشکیل می‌دهند (بانک جهانی، ۲۰۲۲). آب‌های فرامرزی ۶۰ درصد آب شیرین جهان را تشکیل می‌دهند و ۱۵۳ کشور دارای قلمروی حداقل ۱ از ۳۱۰ حوضه رودخانه‌ها و دریاچه‌های فرامرزی و ۴۶۸ سیستم آبخوان فرامرزی دارند (کنفرانس جهانی آب، ۲۰۲۳). اینست که در سال گذشته (۲۰۲۳) اولین کنفرانس بزرگ سازمان ملل درخصوص آب بود و کلاً دهه ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۸ به‌عنوان «دهه بین‌المللی آب برای توسعه پایدار»^۱ نامگذاری شده است. با توجه به موارد فوق ملاحظه می‌کنیم که گزارش ۲۰۲۳ توسعه جهانی سازمان ملل، که توسط یونسکو منتشر شده عنوان «مشارکت و همکاری برای آب»^۲ دارد. درحقیقت این کنفرانس و انتشارات مربوطه توضیح می‌دهند که چگونه ایجاد مشارکت و افزایش همکاری‌ها در همه ابعاد باید برای نیل به توسعه پایدار و آرمان ششم آن که دقیقاً مربوط به آب است، ضرورت حیاتی دارد.^۳

وابستگی متقابل و پیچیده بین جوامع بشری و آب که معمولاً به‌عنوان یک پویایی اجتماعی-زیست‌محیطی بین نیازهای انسان و منابع هیدرولوژیکی محلی در نظر گرفته می‌شود، غالباً از طریق روابطی که در اثر جهانی‌سازی منابع آب حاصل می‌شود، تحت تأثیر قرار می‌گیرد (هوکسترا و چاپاگین، ۲۰۰۸). درحقیقت، بشریت با تعدیل ذخایر آب و جابجایی مقادیر قابل‌توجه آن، بر چرخه آب جهانی تأثیر می‌گذارد و با آن‌ها تعامل دارد.

1 WHO/UNICEF

2. Intergovernmental Panel on Climate Change

3. Water for Sustainable Development 2018-2028

4. UN World Development Report 2023

5. Partnership and Cooperation for Water

۶. اطلاعات فوق از سایت سازمان ملل به آدرس ذیل اقتباس شده است:

<https://www.un.org/en/observances/water-day>

7. Hoekstra & Chapagain (2008)

اگرچه غالباً تغییرات چرخه آب به طور سنتی و تنها بر اساس جریان‌های فیزیکی آب و ذخایر آن ارزیابی شده‌اند، این روش برای جنبه مهمی از فعل و انفعالات اجتماعی-هیدرولوژیکی که چرخه آب جهانی را شکل می‌دهد، کارایی نداشته و جریان‌های آب «پنهان» و «مجازی» نیز باید علاوه بر جریان‌های فیزیکی آب مد نظر قرار گیرد (هوکسترا و هونگ، ۲۰۰۲؛ ۲۰۰۵).

۲. مبانی نظری

امروزه یکی از بحث‌برانگیزترین مسائل در بخش کشاورزی، استفاده از منابع طبیعی آب در این بخش است. توزیع جریان‌های نامتعادل آبی و عدم تناسب آن با توزیع جمعیت از یک سو و محدودیت استفاده از منابع آب جدید و ضرورت افزایش محصولات کشاورزی از سوی دیگر، تردیدهایی را در رابطه با توانایی بسیاری از کشورهای جهان برای حفظ سطح مورد نیاز تولید کشاورزی در میان چالش‌های در حال افزایش آب، به وجود آورده است.

حجم کل آب مصرف‌شده برای تولید کالاهای آب‌بر نسبت به حجم آبی که به صورت فیزیکی در جهان منتقل می‌شود، بسیار بیشتر است و مسافت‌های بیشتری را طی می‌کند (اکی و همکاران، ۲۰۱۷). از این رو، حمل محصولات یا کالاهای دیگر بسیار آسان‌تر از انتقال آب مورد نیاز برای تولید آن‌ها می‌باشد. در همین راستا و به‌ویژه برای درک منابع آب در جهانی شدن، آب مجازی نخستین بار توسط تونی آلن^۳ در سال ۱۹۹۳ و به صورت ترکیبی از دو مفهوم کشاورزی و اقتصادی تعریف شده و در قالب حجم آب مورد نیاز در فرایند تولید یک کالا در نظر گرفته شده است (آلن، ۱۹۹۷؛ هوکسترا، ۱۹۹۸؛ یانگ و همکاران، ۲۰۰۶). ایده آلن (۱۹۹۶) توضیح می‌دهد که چگونه منابع آب از طریق تجارت فراملی کالاهای کشاورزی اختصاص می‌یابد. در همین رابطه درک فرایندها و تأثیرات آنچه ما به عنوان «چرخه آب مجازی» تعریف می‌کنیم، به جنبه‌ای اساسی برای تعریف مجدد مفهوم چرخه هیدرولوژیک جهانی تبدیل می‌شود (دی اودریکو و همکاران، ۲۰۱۹). همچنین مفهوم اقتصادی آب مجازی با مفاهیم مزیت نسبی و مطلق که در تئوری هکشر-اوهلین به آن پرداخته شده، در ارتباط است. به این معنا که هر کشوری به صادرات کالایی می‌پردازد که آن را با ملزومات در دسترس و ارزان تولید می‌کند و متقابلاً کالایی را وارد می‌کند که در تولید آن به عوامل کمیاب و گران نیازمند است. در رابطه با موضوع آب مجازی، الگوی هکشر - اوهلین پیش‌بینی می‌کند کشورهایی که از منابع آب فراوان برخوردار هستند، باید به صادرات محصولات آب‌بر (و در نتیجه آب مجازی) بپردازند و کشورهایی که با کمبود منابع آبی روبه‌رو هستند نیز باید واردکننده محصولات آب‌بر و آب مجازی باشند (قدوسی و داوری، ۱۳۹۵).

1. Hoekstra & Hung (2002,2005)

2. Oki et al. (2017)

3. Allan (1993)

4. Hoekstra (1998)

5. Yang et al. (2006)

6. D'Odorico et al. (2019)

تجارت هر منطقه یا کشور با توجه به شرایط متفاوت اقلیمی، ویژگی‌های خاک، دما و فشار هوا و دیگر پارامترهای اساسی و تأثیرگذار بر کشاورزی، می‌تواند در تولید کالای خاص کشاورزی تخصص پیدا کرده، در آن مزیت یابد و به تولید آن محصول با مصرف آب کمتر بپردازد و آن را به مناطقی صادر کند که برای تولید آن محصول نیازمند آب بیشتری هستند (چاپاگین و همکاران، ۱، ۲۰۰۵). حجم کل آب مصرف‌شده برای تولید کالاهای آب‌بر نسبت به حجم آبی که به‌صورت فیزیکی در جهان منتقل می‌شود، بسیار بیشتر است و مسافت‌های بیشتری را طی می‌کند (اکی و همکاران، ۲، ۲۰۱۷). از این‌رو، حمل محصولات یا کالاهای دیگر بسیار آسان‌تر از انتقال آب مورد نیاز برای تولید آن‌ها می‌باشد. از سوی دیگر، این نکته باید مورد توجه قرار گیرد که آب از عوامل اصلی توسعه پایدار در نظر گرفته می‌شود.

استراتژی آب مجازی به‌عنوان راه حل احتمالی برای کشورهای کم‌آب در جلسات بین‌المللی آب مانند مجمع جهانی آب مطرح شده و به‌عنوان یک جنبه راهبردی برای تأثیر بر الگوی تولید و مصرف، از طریق ابزارهایی مانند استفاده بهینه از آب مجازی ارائه شده است (لیچ و همکاران، ۳، ۲۰۱۶). به‌نحوی که آب مجازی را می‌توان به‌عنوان یک استراتژی سازگار قلمداد کرد که مناطق خشک را قادر می‌سازد تا بدون اعمال فشار بر منابع آبی کمیاب خود، اقتصاد پررونقی را توسعه دهند. امروزه مدیریت تجارت آب مجازی به‌عنوان رویکردی در جهت حفظ و پایداری منابع آب مورد توجه قرار دارد که برای ذخیره سازی منابع آب کشورها و دستیابی به امنیت آبی در سطح ملی کارآمد می‌باشد (گربنزلینز و همکاران، ۴، ۲۰۰۹).

۳. پیشینه تحقیق

درخصوص آب مجازی مطالعات متعددی صورت گرفته که در برخی از آن‌ها مفهوم توسعه پایدار نیز در نظر گرفته شده است. یوسفی‌نژاد و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای با عنوان «طراحی الگوی آموزش آب مجازی در بخش کشاورزی با رویکرد اقتصاد مقاومتی و توسعه پایدار (مطالعه موردی: استان تهران)»، طراحی الگوی آموزش آب مجازی در بخش کشاورزی با رویکرد توسعه پایدار را در جهت آگاهی بهره‌برداران از آب مجازی و حفاظت از منابع آبی در سال ۱۴۰۰، مورد توجه قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که اجرای آموزش آب مجازی از طریق الگوی تدوین‌شده در این پژوهش تا حد زیادی از اتلاف منابع آبی در بخش کشاورزی جلوگیری می‌کند و همچنین تولید محصولات کشاورزی استراتژیک و کم‌آب‌بر، نقش مهمی در خودکفایی و شکوفایی اقتصادی ایفا کرده و فرصتی برای دستیابی به کشاورزی نوین و توسعه پایدار را فراهم می‌نماید.

1. Chapagain et al. (2005)
2. Oki et al. (2017)
3. Leach et al. (2016)
4. Gerbens-Leenes et al. (2009)

عبداله‌زاده و همکاران (۱۴۰۱) وضعیت آماری سطح زیرکشت، عملکرد تولید و ارزیابی بهره‌وری و آب مجازی محصولات گندم، جو، یونجه و هندوانه را برای سنوات ۱۳۹۰-۱۴۰۰ در دشت پلدشت مورد بررسی قرار داده و نتیجه می‌گیرند هندوانه بیشترین بهره‌وری و یونجه کمترین بهره‌وری را دارند. اما محصول هندوانه بسیار آب‌بر بوده و با وجود بهره‌وری بالایی که دارد عموماً کارشناسان به‌دنبال جایگزینی برای آن هستند. شیرزادی و همکاران (۱۳۹۸) محصول گندم را برای گروهی از کشورهای منتخب طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داده و با استفاده از الگوی جاذبه، تأثیر معنادار و مثبت متغیر جمعیت ایران بر مدل را نشان می‌دهند. بدین‌صورت که افزایش جمعیت، نیاز بیشتر به تأمین گندم در سبد خانوار را به‌دنبال دارد که با توجه به سطح زیرکشت محصول و وضعیت منابع آبی، نیاز به واردات کالا افزایش می‌یابد. محمدی و بنی‌حبیب (۱۳۹۹)، با پژوهش تجارت آب مجازی در محصولات کشاورزی ایران در سال ۱۳۹۳، صادرات این محصولات را بهترین راهبرد برای تبادلات محصولات در ایران می‌دانند. غلامحسین‌پور و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی امکان بهره‌گیری از مبادلات آب مجازی پسته و خرما برای استان کرمان پرداخته‌اند. طبق نتایج پسته و خرما دارای بالاترین میزان آب مجازی بین محصولات استان بوده، ولی به دلیل حجم بالای صادرات و ورود ارز به کشور، نمی‌توان آن را از چرخه اقتصادی حذف کرد، لذا بهتر است از احداث باغ‌های جدید برای این دو محصول جلوگیری شود و محصولاتی با نیاز آبی کمتر جایگزین گردد. دوات و همکاران^۱ (۲۰۱۹) با استفاده از روش داده‌های تابلویی و الگوی جاذبه، عوامل مؤثر در انتقال آب مجازی حاصل از تجارت دوجانبه محصولات کشاورزی را بین ۷۰ کشور مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که عوامل اقتصادی، نهادی و جغرافیایی به‌عنوان محرک‌های اصلی در جریان تجارت آب مجازی نقش اصلی را به عهده داشته و رشد اقتصادی و رشد جمعیت باعث افزایش تجارت آب مجازی در بلندمدت می‌شود.

۴. نگاه اجمالی به داده‌ها و وضعیت اقتصادی کشورهای طرف تجاری ایران

در این پژوهش کشورهای طرف تجاری عمده ایران برای هر محصول، کشورهایی هستند که صادرات یا واردات آن با ایران برای محصول بیشترین باشد که شامل عراق، امارات، کانادا، عمان، پاکستان، هند، ترکیه، آذربایجان، تایلند، اروگوئه، سوئیس، افغانستان، کویت، گرجستان، قطر، ارمنستان، انگلستان، روسیه، مالزی، قزاقستان، هنگ کنگ، ویتنام، اردن و لبنان هستند.

از بین کشورهای فوق شش کشور فدراسیون روسیه، ترکیه، امارات متحده عربی، هند، پاکستان و عراق که با ایران روابط تجاری بیشتری دارند انتخاب شده‌اند. دلایل انتخاب کشورهای فوق را می‌توان این‌گونه خلاصه نمود که اولاً طرف‌های عمده تجاری ایران هستند، ثانیاً از لحاظ شاخص توسعه انسانی جزو کشورهای توسعه‌یافته یا نسبتاً توسعه‌یافته هستند، ثالثاً اطلاعات مربوط به تجارت آب مجازی آن‌ها قابل‌حصول بوده و رابعاً هریک از آن‌ها کم و بیش از نظر منابع آب و تجارت آب

مجازی با مشکلاتی دست به گریبانند. از بین محصولات مورد مبادله نیز، گندم، برنج، خرما، پسته و هندوانه پنج محصول عمده‌ای هستند که در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

در ذیل مختصری از خصوصیات اقتصادی شش کشوری که مورد بررسی قرار گرفته، ارائه شده است. اطلاعات از شاخص توسعه جهانی^۱ (شاخص توسعه جهانی، ۲۰۲۱) جمع‌آوری شده است.

عراق کشوری است با ۴۳ میلیون نفر جمعیت که ۱۱ میلیون نفر نیروی کار دارد. تولید ناخالص داخلی این کشور ۲۰۷ میلیارد دلار و متوسط رشد اقتصادی آن در بازه زمانی مورد مطالعه ۵٫۷٪ است. این کشور ۹٫۲۴ درصد صادرات آب مجازی پنج محصول مورد مطالعه را به خود اختصاص داده است. امارات متحده عربی نیز از جمله مهم‌ترین شرکای تجاری ایران است که ۱۶٫۹ درصد صادرات آب مجازی و ۱۷٫۱۵ درصد واردات آب مجازی به ایران برای این پنج محصول را در بین شرکای عمده مورد بررسی دارد. جمعیت این کشور تقریباً ۹ میلیون نفر می‌باشد که ۶ میلیون نفر به‌عنوان نیروی کار مشغول‌اند. این کشور با متوسط رشد اقتصادی ۳٫۶ درصد در بازه زمانی مذکور، تولید ناخالص داخلی به میزان ۴۱۵ میلیارد دلار را داراست.

پاکستان کشوری است با جمعیت ۲۳۱ میلیون نفر، جمعیت نیروی کار ۷۳ میلیون نفر و رشد اقتصادی آن به‌طور متوسط ۴ درصد می‌باشد. تولید ناخالص داخلی پاکستان ۳۴۸ میلیارد دلار بوده و به ترتیب ۱۱٫۰۶ درصد و ۶٫۰۵ درصد واردات و صادرات آب مجازی به ایران را برای پنج محصول مورد مطالعه دارد.

هند کشوری است پهناور با تولید ناخالص داخلی به میزان ۳۱۷۶ میلیارد دلار و به‌طور متوسط ۶۶ درصد صادرات آب مجازی برنج به ایران را در اختیار دارد و شریک بزرگ تجاری ایران در محصول برنج است. این کشور با جمعیتی معادل یک میلیارد و چهارصد میلیون نفر و نیروی کار ۴۰۰ میلیون نفر، به‌طور متوسط رشد اقتصادی ۶٫۸۵ درصد دارد. کشور هند ۷٫۱۹ درصد صادرات آب مجازی و ۴۵٫۷۷ درصد واردات آب مجازی به ایران را برای محصولات مورد مطالعه و در بازه زمانی مذکور داشته است.

ترکیه ۶٫۱۹ درصد صادرات آب مجازی و ۴٫۷۸ درصد واردات آب مجازی به ایران را برای پنج محصول مورد مطالعه را داشته است. این کشور با تولید ناخالص داخلی ۸۱۹ میلیارد دلار، متوسط رشد اقتصادی ۵ درصد را در بازه زمانی مورد نظر تجربه کرده است. جمعیت این کشور ۸۴ میلیون نفر و نیروی کار آن ۳۲ میلیون نفر می‌باشد.

روسیه ۱۴۳ میلیون نفر جمعیت و ۷۲ میلیون نفر نیروی کار دارد. تولید ناخالص داخلی این کشور ۱۷۷۸ میلیارد دلار و متوسط رشد اقتصادی آن ۲٫۴۸ درصد در بازه زمانی مورد مطالعه می‌باشد. این کشور در بازه زمانی مورد نظر ۵٫۰۷ درصد صادرات آب مجازی و ۵٫۱۴ درصد واردات آب مجازی به ایران را برای پنج محصول مورد بررسی داشته است.

۵. الگوی تحقیق

به منظور طراحی الگوهای مورد بررسی در این تحقیق، از الگوی جاذبه استفاده شده است. الگوی جاذبه یک چهارچوب روش شناختی برای بررسی علل تجارت بین‌المللی است که اساساً سعی می‌کند با در نظر گرفتن اندازه اقتصادی هر دو کشور و همچنین فاصله بین آن‌ها، جریان تجاری موجود در میان کشورها را توضیح دهد. طبق گفته لیندر^۱ (۱۹۶۱)، تجارت از نظر شباهت‌های موجود در میان ویژگی‌های تقاضا بین طرف‌های تجاری قابل توضیح است. این الگو به‌طور فزاینده‌ای برای تجزیه و تحلیل اثرات زیست‌محیطی در تجارت بین‌المللی استفاده می‌شود تا آنجا که امکان در نظر گرفتن متغیرهایی با تأثیر بالقوه مانند درآمد، جمعیت، مسافت‌های جغرافیایی و عوامل نهادی در یک چهارچوب اقتصادی را میسر می‌کند (دوارت و همکاران، ۲۰۱۸). الگوی جاذبه براساس قانون عمومی گرانش نیوتن استخراج و الگوی جاذبه تجارت، به‌صورت الگوی تعاملات تجاری دوجانبه بین کشورها به شرح ذیل بیان می‌شود:

$$X_{ij} = K \frac{S_i S_j}{T_{ij}^{\theta}} \quad (۱)$$

در این الگو X_{ij} صادرات کشور i به کشور j ، S_i نشان‌دهنده کلیه ویژگی‌هایی است که صادرکننده i را به‌عنوان عرضه‌کننده (در مقابل شراکشی) تحت تأثیر قرار می‌دهد و S_j منعکس‌کننده کلیه ویژگی‌های کشور j به‌عنوان بازار مقصد کلیه منابع برای تولیدکننده i است و T هزینه‌های تجارت یا مقیاس دسترسی به بازار j برای تولیدکنندگان در کشور i بوده که عموماً با فاصله جغرافیایی اندازه‌گیری می‌شود (البته در الگوی جاذبه برای هزینه‌های تجارت می‌توان مواردی مانند مجاور بودن، زبان یکسان، پول یکسان و ... را نیز در نظر گرفت). انتظار می‌رود تجارت بین کشورها ارتباط مستقیم با اندازه اقتصادی و ارتباط منفی با فاصله بین کشورها داشته باشد.

بر این اساس، تحقیق حاضر با بهره‌گیری از الگوی جاذبه لگاریتمی فراکاسو^۳ (۲۰۱۴) به تحلیل اقتصادی عوامل مؤثر بر تجارت آب مجازی ایران و شرکای عمده کشاورزی برای محصولات برنج، هندوانه، خرما، گندم و پسته می‌پردازد که الگوی جاذبه برای هر محصول به شرح ذیل است:

$$\ln VWT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 WP_i + \alpha_2 \ln SZK_i + \alpha_3 \ln EXC_{ij} + \alpha_4 \ln \frac{G_i}{G_j} + \alpha_5 \ln \frac{PO_i}{PO_j} + \alpha_6 \ln D_{ij} + U_{ij} \quad (۲)$$

در این الگو، بهره‌وری آب در ایران (WP)، سطح زیر کشت محصول در ایران (SZK)، نرخ ارز دوجانبه (EXC)، نسبت تولید ناخالص داخلی ایران به تولید ناخالص داخلی کشور طرف تجاری ($\frac{G_i}{G_j}$)، نسبت جمعیت ایران به جمعیت کشور طرف تجاری ($\frac{PO_i}{PO_j}$) و مسافت میان کشور ایران و کشور طرف تجاری (D)، به‌عنوان عوامل مؤثر بر تراز تجاری آب مجازی محصول (VWT) در نظر گرفته شده

است. برآورد الگوهای پژوهش با استفاده از الگوی جاذبه، به منظور سهولت نمایش نتایج حاصله، در جداول (۱) تا (۳) ارائه شده است. از سوی دیگر، نبود داده‌های کافی و نیز صفر بودن میزان صادرات و واردات برخی از کالاها که در بعضی از سال‌ها و در ارتباط با شماری از طرف‌های تجاری وجود دارد، لحاظ نشدن برخی از داده‌های آماری را در پی داشته و مشکلاتی را در برآورد الگوهای خطی پدید می‌آورد (موتا، ۲۰۱۹) و از آنجایی که تحقیق حاضر با مشکل وجود صفر در متغیرهای مستقل و همچنین صفر بودن واردات از کشورهای طرف تجاری برای برخی از محصولات مواجه بوده است از روش تخمین‌زننده حداکثر درست‌نمایی شبه پواسون^۲ (PPML) استفاده شده که روشی مناسب برای رفع مشکلات مطرح شده می‌باشد. آنچه که در بررسی الگوهای تجارت دوجانبه به انتخاب رویکردهای مطلوب تخمین جهت برآورد الگوها منجر می‌شود، توجه به رفتار متغیرهای وابسته اثرگذار می‌باشد که در سه دسته مجزا به صورت متغیرهای غیرقابل تغییر در طول زمان مانند فاصله جغرافیایی، متغیرهای کیفی غیرقابل تغییر در طول زمان و متغیرهای مستقلی قابل بررسی بوده که در طول زمان و بین مقاطع مختلف دچار تغییر می‌شوند (اندرسون و وان وین کوپ^۳، ۲۰۰۳). برآوردگر PPML، به صورت یک فرم تبعی ضربی برای برآورد پارامترهای مختلف در الگو مد نظر قرار گرفته و برآوردهای سازگاری از الگو را ارائه می‌کند (سیلوا و تنریرو^۴، ۲۰۰۶).

۶. بحث پیرامون یافته‌های تحقیق

در این پژوهش تجارت آب مجازی دوجانبه محصولات برنج، هندوانه، خرما، گندم و پسته بین ایران و شرکای عمده کشاورزی برای هر کدام از محصولات مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به اطلاعات در دسترس و برآوردهای صورت گرفته، سال مورد مطالعه برای محصولات برنج، هندوانه و گندم ۱۳۸۵-۱۳۹۹ و برای محصولات خرما و پسته ۱۳۸۷-۱۳۹۹ می‌باشد. همچنین شرکای عمده تجاری برای هر محصول با توجه به میزان صادرات و واردات متفاوت است. به طوری که برای محصول برنج، ۱۱ کشور طرف تجاری شامل عراق، امارات، کانادا، عمان، پاکستان، هند، ترکیه، آذربایجان، تایلند، اروگوئه و سوئیس؛ برای محصول هندوانه، ۱۲ کشور طرف تجاری شامل عراق، امارات، افغانستان، عمان، کویت، گرجستان، قطر، آذربایجان، ارمنستان، انگلستان، ترکیه، روسیه؛ برای محصول خرما، ۸ کشور طرف تجاری شامل عراق، امارات، مالزی، کانادا، هند، قزاقستان، ترکیه، پاکستان؛ برای محصول گندم، ۱۱ کشور طرف تجاری شامل عراق، امارات، افغانستان، عمان، قزاقستان، سوئیس، آذربایجان، ارمنستان، انگلستان، ترکیه، روسیه و برای محصول پسته، ۷ کشور طرف تجاری شامل امارات، هنگ کنگ، هند، قزاقستان، پاکستان، ترکیه، روسیه می‌باشند.

1. Motta (2019)

2. Poisson Pseudo-Maximum Likelihood Estimation

3. Anderson & Van wincoop (2003)

4. Silva & Tenreiro (2006)

با بررسی داده‌های صادرات و واردات محصولات کشاورزی، می‌توان گفت این محصولات جزء محصولات مهم و استراتژیک بوده و به‌طور تقریبی بیشترین میزان صادرات و واردات کشاورزی ایران و بیشترین حجم تجارت آب مجازی را به خود اختصاص داده‌اند. بنابراین نتایج به‌دست آمده می‌تواند نمونه‌ای برای تجارت آب مجازی کشور باشد. ارزیابی‌های انجام‌شده بر مبنای استفاده از برآوردگر PPML برای متغیرهای مورد بررسی در این پژوهش صورت گرفته که به منظور سهولت بیشتر در ردیابی نتایج حاصل از یافته‌های تحقیق در قالب سه جدول (جدول ۱، ۲، ۳) و به تفکیک متغیرها ارائه شده است.

نظر به اینکه عوامل متعددی می‌تواند بر صادرات و واردات تراز تجاری هر کشور تأثیرگذار باشد، بنا بر این فرض، ثبات سایر شرایط در استدلال‌های مربوطه همواره حفظ شده است. به‌طوری که مشاهده می‌شود ضریب نسبت نرخ ارز در همه محصولات غیر از محصول هندوانه در سطح ۹۵٪ معنادار است و برای هر پنج محصول رابطه تراز تجاری دوجانبه آب مجازی و نرخ ارز مثبت است. می‌توان بیان نمود به دنبال افزایش نرخ ارز، هزینه واردات برای طرف تجاری کاهش می‌یابد، از طرفی بخشی از افزایش تولید ناخالص داخلی نسبی می‌تواند ناشی از افزایش تولید محصول در کشور ایران و در نتیجه افزایش صادرات آن باشد، بر این اساس کاهش هزینه واردات برای طرف تجاری و افزایش تولید محصول در ایران، می‌تواند به افزایش تراز تجاری آب مجازی منجر شود.

جدول ۱: نتایج برآورد الگوی تحقیق

متغیر	محصول	ضریب	Z	$P> Z $
تراز دوجانبه	پسته	۰/۶۴۴	۳/۴۱	۰/۰۰۱
	گندم	۰/۳۰۳	۲/۰۹	۰/۰۳۶
	خرما	۰/۱۵۲	۳/۹۰	۰/۰۰۰
	هندوانه	۰/۱۷۸	۱/۸۲	۰/۰۶۹
	برنج	۲/۳۶۷	۴/۳۱	۰/۰۰۰
تولید ناخالص داخلی نسبی	پسته	۰/۴۷۴	۲/۵۹	۰/۰۱۰
	گندم	۰/۹۶۸	۳/۷۶	۰/۰۰۰
	خرما	۰/۳۵۹	۶/۳۴	۰/۰۰۰
	هندوانه	-۰/۳۴۲	-۳/۱۱	۰/۰۰۲
	برنج	۲/۱۵۳	۶/۹۴	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق)

طبق یافته‌ها در جدول (۱)، ضریب نسبت تولید ناخالص داخلی برای همه محصولات غیر از هندوانه مثبت است. افزایش نسبت تولید ناخالص داخلی ایران به تولید ناخالص داخلی شریک تجاری یا به خاطر افزایش تولید ناخالص داخلی در کشور بوده که می‌توان انتظار افزایش صادرات را داشت یا به دلیل کاهش تولید ناخالص داخلی شریک تجاری بوده که این کاهش تولید در کشور شریک تجاری، می‌تواند نیاز به افزایش واردات طرف تجاری و بالطبع افزایش صادرات ایران را در پی داشته باشد.

جدول ۲: نتایج برآورد الگوی تحقیق

متغیر	محصول	ضریب	Z	$P> Z $
نسبت تولید ناخالص داخلی	پسته	-۰/۳۸۸	-۱/۷۰	۰/۰۸۹
	گندم	-۱/۶۱	-۷/۷۲	۰/۰۰۰
	خرما	-۰/۰۵۲	-۰/۹۵	۰/۳۴۴
	هندوانه	-۰/۲۳۱	-۲/۵۲	۰/۰۱۲
	برنج	-۲/۴۴۳	-۴/۵۲	۰/۰۰۰
مسافت بین ایران و طرف	پسته	-۰/۰۱۱	-۰/۰۸	۰/۰۱۷
	گندم	-۰/۳۱۹	-۲/۴۰	۰/۰۱۷
	خرما	-۰/۰۹۲	-۱/۲۶	۰/۲۰۹
	هندوانه	-۰/۴۸۰	-۵/۰۰	۰/۰۰۰
	برنج	-۱/۰۶۳	-۴/۸۵	۰/۰۰۳

(منبع: یافته‌های تحقیق)

مطابق با نتایج حاصل از الگوی تحقیق در جدول (۲)، ضریب مسافت در همه محصولات غیر از خرما معنادار بوده و نتایج حاصله برای هر پنج محصول، مؤید رابطه منفی مسافت با تراز تجاری آب مجازی است. درواقع، افزایش مسافت میان دو کشور، افزایش هزینه انتقال محصول را موجب شده و تراز تجاری آب مجازی را کاهش می‌دهد.

در جدول (۳)، نتایج مربوط به ضرایب سطح زیر کشت محصولات و بهره‌وری آب در ایران ارائه شده است. ضریب سطح زیر کشت، به‌جز محصول برنج، برای محصولات خرما، هندوانه، گندم و پسته معنادار است. افزایش سطح زیر کشت پسته و گندم در پاسخ به افزایش تقاضای جهانی بوده و این ضریب رابطه مثبت با تراز تجاری آب مجازی دارد. افزایش سطح زیر کشت هندوانه و خرما در پاسخ به افزایش تقاضای داخلی بوده و صادرات و در نتیجه تراز تجاری آب مجازی آن‌ها کاهش می‌یابد.

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی تحقیق

متغیر	محصول	ضریب	Z	$P> Z $
تولیدکننده	پسته	۰/۲۵۳	۲/۰۵	۰/۰۴۰
	گندم	۰/۷۰۶	۴/۴۵	۰/۰۰۰
	خرما	-۰/۲۹۷	-۳/۲۶	۰/۰۰۱
	هندوانه	-۰/۱۴۹	-۲/۸۰	۰/۰۰۵
	برنج	۰/۲۰۹	۱/۱۰	۰/۲۷۰
مصرف کننده	پسته	۰/۴۷۷	۴/۰۳	۰/۰۰۰
	گندم	۰/۰۱۲	۰/۱۶	۰/۸۷۱
	خرما	۰/۲۱۴	۱۰/۱۳	۰/۰۰۰
	هندوانه	۰/۱۴۶	۳/۸۴	۰/۰۰۰
	برنج	-۰/۱۷۰	-۱/۲۸	۰/۲۰۰

(منبع: یافته‌های تحقیق)

یادآوری می‌شود که به دلیل وجود فرآیند خرده مالکی در پنج دهه گذشته و خردشدن زمین‌های کشاورزی از مقیاس وسیع آن و فقدان کشت منطقه‌ای و تنوع در کشت به دلایل مذکور سبب افزایش هزینه‌های مراحل مختلف کاشت، داشت و برداشت شده است. مجموع عوامل ذکرشده به اضافه وجود روابط دلالی و واسطه‌گری در خرید محصول و صادرات آن یا واردات مواد اولیه لازم و توزیع آن، قدرت رقابت‌پذیری را از تولیدکننده سلب نموده است.

همچنین صادرات و واردات آب مجازی این پنج محصول در بازه زمانی مورد مطالعه مطابق با جدول (۴) ارائه می‌شود. همان‌طور که مشاهده می‌شود برای دو محصول گندم و برنج واردات آب مجازی و برای محصولات پسته و هندوانه صادرات آب مجازی بیشتر است. درخصوص محصول خرما با وجود آب‌بری به نسبت کمتر از دیگر محصولات مورد مطالعه، به‌خاطر صرفاً صادر شدن محصول و واردات بسیار ناچیز، صادرات آب مجازی بیشتر است. درکل ایران در بازه زمانی مورد مطالعه صادرکننده آب مجازی بوده است.

جدول ۴: ارزش ریالی صادرات و واردات آب مجازی محصولات مورد مطالعه

محصول	صادرات (همت)	واردات (همت)
گندم	3/727	12/907
پسته	206/835	37/295
خرما	13/287	۰
هندوانه	0/64	۰
برنج	0/56	43/352
جمع	224/546	56/263

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۷. نتیجه‌گیری

مدیریت پایدار منابع آب، در خلال ایجاد نظامی یکپارچه و جامع بر آن است تا ضمن توجه به ارزش کامل اقتصادی و امنیتی آب به‌عنوان یکی از محورهای اصلی توسعه پایدار، در راستای عرضه آب مطمئن اقدام نموده و از طریق استعمال رویکردهای جدید مدیریتی، نقش خود را در ارتقای رفاه اجتماعی و توسعه پایدار ایفا کند. توجه به تجارت آب مجازی می‌تواند از راهکارهای نیل به مقصود باشد.

محصولات مهم پسته، هندوانه، برنج، گندم و خرما، نشان می‌دهد که تراز تجاری آب مجازی ایران با نرخ ارز دو جانبه رابطه مثبت و با مسافت و نسبت جمعیت رابطه منفی دارد. همچنین برای متغیر تولید ناخالص داخلی نیز این رابطه به‌جز محصول هندوانه، برای محصولات دیگر مثبت می‌باشد. ایران در رابطه با دو محصول گندم و برنج، واردکننده آب مجازی و در محصولات هندوانه و پسته، صادرکننده آب مجازی بوده و در محصول خرما نیز با توجه به نقش صادراتی آن، صادرکننده آب مجازی به‌شمار می‌رود. به‌طور کلی، مقایسه میزان صادرات و واردات آب مجازی در محصولات مذکور، ایران را در زمره صادرکنندگان آب مجازی در بازه موردنظر نشان می‌دهد.

در خاتمه با توجه به اینکه در تحقیقات مرتبط با داده‌های ترکیبی، کشورهای مختلف با اقتصادهای متفاوت مورد بررسی قرار می‌گیرند، ارائه راهکار عملی که برای همه آن‌ها مصداق داشته باشد مشکل به‌نظر می‌رسد، هرچند هدف همه کشورها را می‌توان در نیل به توسعه پایدار خلاصه نمود. از این‌رو شاید با توجه توصیه‌های سازمان ملل مشارکت و همکاری بین کشورهای مختلف در این رابطه و تشویق صادرات و واردات براساس محاسبه آب مجازی مرتبط، راهگشا باشد. درخصوص ایران با در نظر گرفتن شرایط خاص آن، کاهش صادرات آب مجازی و مدیریت صحیح منابع آبی مورد استفاده از جمله ضروریات نیل به توسعه پایدار خواهد بود.

References

- Abdulzadeh Kahrizi, R, Kokabinejad Moghadam, A & Marufini, E. (2022). Investigating virtual water and agricultural water productivity index in crops of Dasht-Poldasht. *Soil and water modeling and management*, 3(1), 54-68. [In Persian]
- Allan, J. A. (1996). *Policy responses to the closure of water resources Water Policy: Allocation and Management in Practice*. London: Chapman and Hill.
- Allan, J.A. (1997). Virtual Water: A Long Term Solution for Water Short Middle Eastern Economies. *Technical Report*, 3. Occasional Paper, School of Oriental and African Studies (SOAS) , University of London.
- Anderson, J & Wincoop, E.V. (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, 93, 170– 192.
- Chapagain, A. K, Hoekstra, A. Y & Savenije, H. H. G. (2005). Water saving through international trade of agricultural products. *Hydrology and Earth System Sciences Discussions*, 10 (3), 455- 468.
- D’Odorico, P., Carr, J., Dalin, C., Dell’Angelo, J., Konar, M., Laio, F., Ridolfi, L., Rosa, L., Suweis, S. & Tamea, S; Tuninetti, M. (2019). Global virtual water trade and the hydrological cycle: patterns, drivers, and socio-environmental impacts. *Environ. Res. Lett.* 14, 053001.
- Duarte, R., Pinilla, V. & Serrano, A. (2018). Factors driving embodied carbon in international trade: a multiregional input–output gravity model. *Econ. Syst. Res.* 30(4), 545-566.
- Fracasso, A. (2014). A gravity model of virtual water trade. *Ecological Economics*, 108, 215-228.
- Gerbens-Leenes, W., Hoekstra, A.Y. & Van der Meer, T.H.(2009). The water footprint of bioenergy. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(25), 10219-10223.
- Qudousi, H. & Davari, H. (2015). Critical analysis of virtual water from the policy perspective. *Journal of water and sustainable development*, 3(1), 47-56. [In Persian]
- Gholamhosseinpour Jafarinejad, A., Alizadeh, A., Neshat, A. & Abolhasani Zaratkar, M . (2015). Virtual water exchange in order to improve efficiency in water consumption (case study of Kerman province). *Iranian Irrigation and Drainage Journal*, 8(2), 335-325. [In Persian]
- Hoekstra, A.Y. (1998). *Perspectives on water: An integrated model-based exploration of the future*. International Books, Utrecht: the Netherlands.
- Hoekstra, A.Y. & Chapagain, A.K. (2008). *Globalization of water: Sharing the planet’s freshwater resources*. Blackwell Publishing. Oxford, UK.
- Hoekstra, A.Y. & Hung, P, Q. (2002). Virtual water trade: A quantification of virtual water flows between nations in relation to international crop trade, Value of water in IHE. *Research Report Series*, 11, 33-63.
- Hoekstra, A.Y. & Hung, P.Q. (2005). Globalization of water resources. *Global Environ Change*, 15(1), 45–56.

- Leach, AM., Emery, K.A., Gephart, J., Davis, K.F., Erisman, J.W. & Leip, A. (2016). Environmental impact food labels combining carbon, nitrogen, and water footprints. *Food Policy*, 61, 213–230.
- Mohammadi, A. & Bani Habib, M. A. (2021). Strategic management model of virtual water exchange of agricultural and livestock products of Iran. *Water management and irrigation*. 10(1), 15-29. [In Persian]
- Motta, V. (2019). Estimating Poisson pseudo maximum-likelihood rather than log-linear model of a log-transformed dependent variable. *RAUSP Management Journal*, 54(4), 508-518.
- Oki, T., Yano, Sh. & Hanasaki, N. (2017). Economic aspects of virtual water trade. *Environ. Res. Lett.* 12. 044002.
- Santos-Silva, J.M.C. & Tenreyro, S. (2006). The Log of Gravity. *The Review of Economics and Statistics*, 88(4), 641–658.
- Shirzadi, E; SayehMiri, A; Asgari, H. (2020). Investigating Factors Affecting Virtual Water Trade in wheat production Using Gravity Model. *Journal of Economic Research and Agricultural Development of Iran*. 2(3), 504-513. [In Persian]
- UN Water Conference.(2023). New York. <https://www.unwater.org>.
- UNICEF-UNFPA-WHO Meeting with manufactures and suppliers. (2023). Copenhagen, Denmark.
- World Bank, annual Report. (2022).<https://doi.org/10.1596/AR2022EN>.
- Yawson David, O. (2020). Estimating virtual water and land use transfers associated with future food supply: A scalable food balance approach. *MethodsX*, 24(7), 100811.
- Yang, H., Wang, L., Abbaspour K. C. & Zehnder, A.J.B. (2006). Virtual Water Trade: An Assessment of Water Use Efficiency in the International Food Trade. *Hydrology and Earth System Sciences*, 10, 443-454.
- Yawson, D.O., Mohan, S., Armah, F.A., Ball, T., Mulholland, B., Adu, M.O. & White, P.J. (2020). Virtual water flows under projected climate, land use and population change: the case of UK feed barley and meat. *Heliyon* 6, e03127.
- Yousefinejad, M., Larijani, M., Shabiri, S.M. & Rezaei, M. (2022). Designing a model of virtual water education in the agricultural sector with the approach of resistance economy and sustainable development (case study: Tehran province). *Sustainability, development and environment*. 3(2), 78-112. [In Persian]

Bilateral Virtual Water Trade Balance and Sustainable Development using the Gravity Model An Explanation

Sepideh Ameri Golestan¹

Sadegh Bakhtiari²

Sara Ghobadi³

Received: 2023/12/31

Accepted: 2024/01/30

Aim and Introduction

Water crisis is considered as one of the biggest challenges that most regions of the world, especially Iran, are facing. Indiscriminate surface and underground water extraction and successive droughts have limited water resources. Population growth has also led to an increase in demand and consumption in the water chain and food industry (especially agricultural products) and emphasizes the necessity of using virtual water as an efficient approach.

According to the report of the International Panel on Climate Change (IPPC) in 2022, half of the world population faces severe water shortages at least for part of the year. Due to the centrality of the severe lack of water resources in the world, the first major United Nations conference on water was held in 2023, and in general, the decade from 2018 to 2028 was named as the "International Decade of Water for Sustainable Development". Although the water cycle changes are often evaluated only based on physical water flows and its reserves, this method is not effective on a larger scale and in relation to the global water cycle, and it also emphasizes the need to pay attention to "virtual water" flows which should be considered in addition to the physical flows of water.

Methodology

In order to design the patterns examined in this research, the gravity pattern has been used. This model is mainly used for the analysis of environmental effects in international trade, as it allows the consideration of variables with potential impact such as income, population, geographical distances and institutional factors in an economic framework. The gravity model was applied in this research in order to estimate the research patterns and since the current research has faced the problem of zero in the independent variables as well as zero imports from trading countries for some products, using the estimator method Pseudo Poisson Maximum Likelihood (PPML) was also used. It is worth mentioning here that PPML is a suitable method to solve the problems mentioned above.

-
1. Ph.D. Student of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran.
E-mail: pd.ameri65@gmail.com
 2. Professor of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran.
(Corresponding Author) E-mail: bakhtiari@khuisf.ac.ir
 3. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran.
E-mail: sghebadi@khuisf.ac.ir

Findings

According to the investigations, Iran's virtual water trade balance has a positive relationship with the bilateral exchange rate and a negative relationship with the distance and population ratio, and for the variable of GDP, this relationship is positive for other products except watermelon. Iran is also an exporter of watermelon and pistachio products and an importer of virtual water for two products of wheat and rice, and an exporter of virtual water for date products due to the fact that it is only for export. In general, it is considered a virtual water exporter. The existence of quantitative and qualitative problems in the country's water resources and the location of Iran in an arid and semi-arid region and facing water shortage crises, is necessary to pay attention to the demand for water at the macro level and formulate basic plans for the sustainable use of water resources. Therefore, the use of virtual water trade approach by countries shows a favorable performance in relation to useful management measures. This research, while using the gravity model and the PPML estimator, studies the factors affecting the bilateral trade balance of virtual water in five major agricultural products of Iran (wheat, rice, dates, pistachios, and watermelon) in terms of sustainable development approach.

Discussion and Conclusion

In this research, bilateral virtual water trade about rice, watermelon, dates, wheat, and pistachio products between Iran and its major agricultural partners has been investigated. Examining the export and import data of agricultural products shows that these products are important and strategic products which include the largest amount of export and import of Iran's agriculture and the largest volume of virtual water trade. Therefore, the obtained results can be an example of the country's virtual water business. According to the investigations, Iran's virtual water trade balance has a positive relationship with the bilateral exchange rate and a negative relationship with the distance and population ratio, and for the variable of GDP, this relationship is positive for other products except watermelon. Also, the results indicate that virtual water import is more for wheat and rice products and virtual water export is more for pistachio and watermelon products. Regarding the date product, water extraction is relatively less than other studied products, and since the product is exported and the import level is very small, virtual water export is higher. In general, Iran can be considered as an exporter of virtual water over the period.

Considering the existing conditions, Iran should act in order to achieve sustainable development by reducing virtual water exports and saving water resources. Since access to water resources and its optimal use and food production are among the benefits of human societies, sustainable development is considered an excellent approach that emphasizes the necessity of water resources management and its impact on human societies.

Keywords: Virtual Water, Sustainable Development, PPML, Virtual Water Trade

JEL Classification: B17, Q25, Q01

رانت منابع طبیعی و توسعه مالی: آزمون فرضیه نفرین

منابع مالی در ایران

مجید آقایی^۱

مهدیه رضاقلی‌زاده^۲

محمد عبدی سیدکلایی^۳

رواء موسوی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۴

چکیده

در این مطالعه به بررسی ارتباط بین فراوانی منابع طبیعی (رانت منابع) و توسعه مالی به منظور آزمون فرضیه نفرین منابع مالی در ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از داده‌های سالیانه جمع‌آوری شده از بانک جهانی پرداخته شد. برآورد ارتباط بین متغیرها در این مطالعه با استفاده از الگوهای خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) و غیرخطی (NARDL) صورت گرفته است؛ همچنین، به منظور اطمینان از درستی نتایج به‌دست آمده از تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نیز استفاده گردید. در این مطالعه به منظور بررسی دقیق‌تر تأثیر رانت منابع بر اجزای مختلف سیستم مالی از سه شاخص مختلف توسعه مالی به‌صورت شاخص توسعه بانکی، شاخص توسعه بازار سهام و شاخص توسعه مالی کل در مدل‌سازی استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر این است که تأثیر رانت منابع بر شاخص توسعه بانکی در ایران طی دوره مورد بررسی و در بلندمدت مثبت و معنی‌دار است و فرضیه موهبت منابع مالی در بخش بانکی ایران تأیید می‌شود؛ درحالی که براساس نتایج به‌دست آمده نمی‌توان شواهدی مبنی بر وجود یا عدم وجود فرضیه نفرین منابع مالی با توجه به شاخص توسعه بازار سهام و شاخص توسعه مالی کل طی دوره مورد بررسی یافت. نتایج به‌دست آمده در الگوی ARDL خطی با توجه به الگوی NARDL و DOLS نیز تأیید می‌شود. براساس تخمین مدل NARDL تأثیر شوک‌های مثبت ناشی از منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی بیشتر از شوک‌های منفی است. تأثیر کیفیت نهادی بر شاخص توسعه بانکی، شاخص توسعه بازار سهام و شاخص کل توسعه مالی در بلندمدت مثبت و معنی‌دار است و نشان‌دهنده این است که تقویت نهادها در کشور می‌تواند بر استفاده کارآ و مناسب از منابع طبیعی در توسعه مالی کشور مؤثر باشد. با توجه به نتایج تحقیق و اثرات سرریز درآمدهای حاصل از منابع طبیعی بر رشد اقتصادی و توسعه مالی در کشور ایران به‌عنوان کشور صادرکننده نفت، سیاست‌گذاری مناسب در این زمینه بسیار ضروری به‌نظر می‌رسد. در این راستا مرور تجربه کشورهای موفق نظیر نروژ و بوتسوانا جهت سیاست‌گذاری می‌تواند مفید باشد.

واژگان کلیدی: الگوهای خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) و غیرخطی (NARDL)، نفرین منابع مالی، توسعه مالی، رانت منابع

طبقه بندی JEL: C32, P48, E44, G1

۱. دانشیار اقتصاد مالی و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران (نویسنده مسئول)
m.aghaei@umz.ac.ir
۲. دانشیار اقتصاد مالی و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران
m.gholizadeh@umz.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد توسعه و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران
m.abdi.sk@umz.ac.ir
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران
rawaa.yaha@uomisan.edu.iq

۱. مقدمه

نظریه‌های سنتی رشد اقتصادی متمرکز بر منابع طبیعی، برخورداری از منابع طبیعی فراوان برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی کشورها را ضروری می‌دانستند. این نظریه‌ها با استفاده از مثال‌های تاریخی نظیر بریتانیا، آلمان و ایالات متحده آمریکا نیز پشتیبانی می‌شدند، زیرا بریتانیا که دارنده ذخایر فراوان ذغال سنگ و مواد معدنی بود، به‌عنوان اولین کشور انقلاب صنعتی را تجربه کرد و اولین نشانه‌های صنعتی‌شدن نیز در مناطقی از آلمان بروز کرد که دارای منابع طبیعی بودند. همچنین براساس شواهد تاریخی موجود، رشد و توسعه ایالات متحده آمریکا در دهه‌های پایانی قرن نوزدهم و اوایل قرن بیست نیز تحت تأثیر ثروت ناشی از استخراج منابع طبیعی و تولید ناشی از آن‌ها قرار داشت (تیبّا و فریخا، ۲۰۱۹). اما تجربیات رشد و توسعه اخیر بسیاری از کشورهای دارنده منابع طبیعی باعث تردید جدی نسبت به این نظریه‌ها شد، زیرا بسیاری از کشورهای دارای منابع طبیعی مانند کشورهای برخوردار از منابع نفتی نظیر ایران، نیجریه و ونزوئلا یا سایر کشورهای برخوردار از منابع طبیعی نظیر اسپانیا و روسیه با چالش‌های متعددی در زمینه رشد و توسعه اقتصادی روبه‌رو شدند (ساکس و وارنر، ۲۰۰۱). این در حالی بود که کشورهایی مانند سوئیس، ژاپن، هنگ‌کنگ، تایوان، کره جنوبی و سنگاپور که دارای منابع طبیعی نسبتاً کمی بودند، در همان دوره رشد و توسعه نسبتاً سریعی را تجربه کردند. بنابراین از دهه ۱۹۵۰ به بعد، مطالعات نظری و تجربی در مورد ارتباط بین فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی افزایش یافت و فرضیه نفرین منابع مبنی بر ارتباط منفی بین رشد اقتصادی و فراوانی منابع طبیعی برای اولین بار توسط اوتی (۱۹۹۴) وارد ادبیات اقتصادی شد. فراوانی منابع طبیعی به‌طور بالقوه باید منجر به رشد و توسعه اقتصادی کشورها می‌شود، اما با مشاهده نمونه‌های تجربی از کشورهای برخوردار از منابع طبیعی، می‌بینیم که فراوانی منابع طبیعی در برخی از کشورها نه تنها موهبت نیست، بلکه منجر به کندی رشد و توسعه اقتصادی آن‌ها نیز شده است.

با توجه به مطالعات تجربی انجام‌شده علاوه بر وجود نفرین منابع و تأثیر منفی درآمد حاصل از منابع طبیعی بر رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای برخوردار از مبانای طبیعی، برخی از این کشورها از مسایل و مشکلات مختلف دیگر نظیر مسایل سیاسی و اجتماعی، سطح بالای فقر و نابرابری، سطح پایین آموزش، نوسانات رشد اقتصادی، سطح پایین کیفیت نهادی و عدم ثبات سیاسی نیز رنج می‌برند (ساکس و وارنر، ۲۰۰۱). در همین راستا یکی از مشکلات مبتلا به کشورهای برخوردار از منابع طبیعی به ویژه کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهایی که از منابع طبیعی برخوردار نیستند، سطح پایین توسعه مالی است و توسعه مالی نیز نتوانسته است نقش مؤثری در رشد اقتصادی این

کشورها ایفا کند (سمرقندی و همکاران، ۲۰۱۴؛ فرنکل، ۲۰۱۲؛ البداوی و سوتو، ۲۰۱۲؛ گلب، ۲۰۱۰). از طرف دیگر، با توجه به مطالعاتی نظیر پندرگاس و همکاران (۲۰۱۱) در اغلب کشورهای برخوردار از منابع طبیعی که توانسته‌اند بر نفرین منابع غلبه کنند، سطح مناسبی از توسعه مالی مشاهده می‌شود. بنابراین اولین سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا ارتباطی بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در این کشورها وجود دارد؟ و با توجه به نقش سیستم مالی در تخصیص بهینه منابع، سیستم مالی چه تأثیری در فراوانی منابع طبیعی در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی خواهد داشت؟

با توجه به نقش و اهمیت بخش مالی در اقتصادهای توسعه‌یافته و نقش و اهمیت سیستم مالی در تخصیص بهینه منابع مالی، آگاهی از این کارکرد سیستم مالی در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی به منظور پاسخ به پرسش اصلی تحقیق حایز اهمیت می‌باشد. در همین راستا اخیراً توجه بسیاری از پژوهشگران (بی بی و ژانگ، ۲۰۲۰؛ زیدی و همکاران، ۲۰۱۹؛ ملاچیللا و اودرائوگو، ۲۰۱۹) به رابطه بین فراوانی منابع طبیعی و توسعه بخش مالی جلب شده است و مطالعات مختلفی در این زمینه انجام شده است، ولی نتایج به‌دست آمده در کشورهای مختلف متفاوت می‌باشد و نمی‌توان به سیاست‌گذاری واحدی در این زمینه رسید. براساس برخی از مطالعات انجام‌شده رابطه بین بخش مالی و فراوانی منابع طبیعی مبهم می‌باشد و به شاخص‌های توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی مورد استفاده بستگی دارد (چودری و همکاران، ۲۰۲۱؛ دوومفور و انتو-گیامفی، ۲۰۱۸). در برخی دیگر از مطالعات انجام‌شده، فراوانی منابع طبیعی به دلیل تأمین مالی کافی، افزایش تقاضای اعتبارات در سیستم بانکی و تعمیق بیشتر سیستم مالی تقویت‌کننده سیستم مالی است و از آن به‌عنوان موهبت یاد می‌شود (علی و رامکریشنن، ۲۰۲۲؛ شهباز و همکاران، ۲۰۱۸). درحالی که براساس برخی از مطالعات دیگر (ناتانیل، ۲۰۲۱؛ خان و همکاران، ۲۰۲۰b؛ بک و پولهککه، ۲۰۱۷؛ باتاچاریا و هودلری، ۲۰۱۴) فراوانی منابع طبیعی به دلیل مواردی مانند انتقال منابع مالی به

1. Samargandi et al. (2014)
2. Frenkel (2012)
3. Albadawi & Soto (2012)
4. Gelb (2010)
5. Pendergas et al. (2011)
6. Bibi & Zhang (2020)
7. Zaidi et al. (2019)
8. Mlachila & Ouedraogo (2019)
9. Chaudhry et al. (2021)
10. Dwumfour & Ntow-Gyamfi (2018)
11. Ali & Ramakrishnan (2022)
12. Shahbaz et al. (2018)
13. Nathaniel (2021)
14. Khan et al. (2020)
15. Beck & Poelhekke (2017)
16. Bhattacharyya & Hodler (2014)

بناگاه‌های خارجی، انتقال منابع سرمایه به بخش غیرمالی و کیفیت پایین مؤسسات مالی و عدم تخصیص بهینه و کارای منابع مالی تأثیر منفی بر بخش مالی داشته است که از آن به نفرین منابع بازار سرمایه یاد می‌شود (بک و پولکه، ۲۰۱۷؛ بک، ۲۰۱۱).

ایران نمونه‌ای از کشورهای برخوردار از منابع نفتی فراوان است که استخراج منابع و درآمدهای ناشی از آن‌ها نتوانسته است بر موانع و مشکلات موجود در مسیر توسعه در این کشور مانند بیکاری، نوسانات نرخ رشد و ... غلبه کند و مسایل و مشکلات مرتبط با منابع طبیعی هنوز در این کشور پابرجاست. با توجه به اهمیت ارتباط بین بخش مالی و فراوانی منابع طبیعی جهت سیاست‌گذاری لازم در مسیر دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی، در این مطالعه به آزمون و بررسی رابطه بین فراوانی منابع طبیعی و توسعه مالی در ایران با استفاده از شاخص‌های مختلف توسعه مالی و روش‌های مختلف اقتصادسنجی پرداخته شده است. به همین منظور در ادامه به بررسی مطالعات انجام‌شده در این زمینه پرداخته می‌شود. سپس در بخش سوم مقاله مبانی نظری تحقیق ارائه می‌شود. در بخش چهارم، مدل تحقیق معرفی و به تخمین و برآورد آن پرداخته شده و در پایان نیز ضمن جمع‌بندی نتایج به دست آمده، توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. مطالعات انجام‌شده قبلی

رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در تحقیقات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است، ولی هیچ‌کدام از این تحقیقات به نتیجه واحدی در این زمینه نرسیده‌اند. درواقع رابطه بین این دو متغیر در کشورهای مختلف و با توجه به شاخص‌های مختلف اندازه‌گیری توسعه بخش مالی و همچنین نحوه برآورد این رابطه می‌تواند متفاوت باشد. یکی از جدیدترین مطالعات انجام‌شده در این زمینه را نورماخانوا و همکاران ۲ (۲۰۲۳) برای منتخبی از کشورهای آفریقایی انجام داده‌اند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه که با استفاده از الگوی پانل و طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰ انجام شده است، فراوانی منابع طبیعی تأثیر منفی قوی بر دو شاخص سرمایه‌گذاری در بازار سهام و اعتبارات در دسترس بخش خصوصی به‌عنوان شاخص‌های توسعه مالی در نمونه مورد بررسی داشته است. در حالی که دوومفور و انتو-گیامفی (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای به بررسی همین رابطه در کشورهای آفریقایی طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ پرداخته و به این نتیجه رسیده بودند که تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشورهای آفریقایی مبهم است و تحت تأثیر شاخص‌های توسعه مالی مورد استفاده، متفاوت می‌باشد. چودری و همکاران (۲۰۲۱) نیز در مطالعه‌ای به بررسی رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی طی دوره زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۷ با استفاده از داده‌های فصلی در کشور عربستان سعودی پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه وجود رفتار غیرخطی بین این دو متغیر طی دوره زمانی مورد بررسی تأیید شد. براساس نتایج حاصل از این مطالعه فراوانی منابع طبیعی در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر توسعه مالی در این کشور داشته است در حالی که در بلندمدت

1. Natural Resource Curse in Finance

2. Nurmakhanova et al. (2023)

این تأثیر منفی است. گوان و همکاران^۱ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای دیگر به آزمون تجربی رابطه فراوانی منابع طبیعی و متغیرهایی نظیر رشد اقتصادی و سرمایه انسانی بر توسعه مالی در کشور چین طی دوه زمانی ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۷ پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه یک رابطه علیت یک طرفه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در این کشور وجود دارد. در مطالعه‌ای دیگر در کشور چین، جیانگ و همکاران^۲ (۲۰۲۱) با بسط دادن دوره زمانی به سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۸ نیز به این نتیجه رسیدند که فراوانی منابع طبیعی تأثیر منفی بر توسعه مالی در این کشور داشته است.

گروه دیگری از مطالعات انجام شده در این زمینه به تأثیر مثبت فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی اذعان دارند. علی و رامکریشان^۳ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشور مالزی طی دوره زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ با استفاده از روش ARDL بوتسترپ شده پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبت بر توسعه مالی در کشور مالزی داشته است. حسین و همکاران^۴ (۲۰۲۱) نیز در مطالعه‌ای دیگر به این نتیجه رسیدند که فراوانی منابع طبیعی تأثیر مثبت بر توسعه مالی در ۲۳ کشور منتخب برخوردار از منابع طبیعی با درآمد سرانه بالا دارد. آصف و همکاران^۵ (۲۰۲۰) نیز در مطالعه‌ای دیگر به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی در کشور پاکستان طی دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۷ پرداختند. براساس نتایج حاصل از این مطالعه فراوانی منابع طبیعی در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت تأثیر منفی بر توسعه مالی در کشور پاکستان داشته است.

با مرور مطالعات تجربی خارجی انجام‌شده می‌توان دریافت که رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در کشورهای مختلف و با توجه به ساختار اقتصادی کشورها می‌تواند متفاوت باشد، لذا بررسی این موضوع در هر کشور و با توجه به شرایط خاص آن ضرورت می‌یابد. با توجه به بررسی‌های نویسندگان در مطالعات داخلی انجام‌شده، مشاهده می‌شود که اغلب مطالعات مرتبط در این زمینه به بررسی توسعه مالی و رشد اقتصادی یا فراوانی منابع طبیعی و رشد اقتصادی اختصاص یافته است و مطالعات بسیار محدودی به بررسی رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی پرداخته‌اند. این مطالعات محدود در داخل کشور نیز به بررسی رابطه بین این دو متغیر به صورت مطالعه بین کشوری پرداخته‌اند و مطالعه‌ای که به بررسی رابطه بین توسعه مالی و فراوانی منابع طبیعی در ایران به صورت سری زمانی باشد، تاکنون و با توجه به حداکثر اطلاعات نویسندگان وجود ندارد. برای مثال عادل و روحانی (۱۳۹۸) به بررسی رابطه بین وفور منابع طبیعی و توسعه مالی در کشورهای منتخب اوپک نفت و گاز پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق گویای آن است که ارتباط مثبت و معنی‌داری بین توسعه بازار سهام و درآمد حاصل از صادرات منابع طبیعی وجود دارد. در جدیدترین مطالعه دیگر در این زمینه نیز آقایی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی رابطه بین منابع طبیعی و بازار سهام در منتخبی از

1. Guan et al. (2020)
2. Jiang et al. (2021)
3. Hussain et al. (2021)
4. Asif et al. (2020)

کشورهای برخوردار از منابع طبیعی با تأکید بر نقش کیفیت نهادی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که منابع طبیعی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر توسعه بازار سهام در کشورهای مورد بررسی داشته است.

مطالعه حاضر به دلیل به کارگیری مدل‌های سری زمانی و آزمون این رابطه برای کشور ایران نسبت به مطالعات قبلی متمایز است. همچنین در این مطالعه تأثیر وفور منابع طبیعی بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی نظیر توسعه بخش بانکی و بازار سهام و همچنین کل سیستم بانکی به صورت جداگانه انجام شده است که تاکنون در مطالعات قبلی صورت نگرفته است.

۳. مبانی نظری تحقیق

با توجه به ادبیات اقتصادی موجود در زمینه منابع طبیعی، می‌توان دریافت که فراوانی منابع طبیعی در کشورهای مختلف می‌تواند با نفرین یا موهبت همراه باشد. بنابراین رویکردهای اخیر در ادبیات اقتصادی مدرن، چهارچوبی نظری به منظور بررسی تأثیر فراوانی وابستگی به منابع طبیعی بر جنبه‌های مختلف اقتصادی از جمله سیستم مالی فراهم کرده است. براساس ادبیات اقتصادی موجود پیش‌بینی‌های متناقضی در مورد توسعه مالی در کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان وجود دارد. بک (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی را از بعد عرضه و تقاضا مورد بررسی قرار می‌دهد. از بعد تقاضا ثروت ناشی از منابع طبیعی می‌تواند تأثیر مثبت بر بخش مالی در کشورهای برخوردار داشته باشد. زیرا از نظر واریز منابع مالی و تأمین مالی فراوان ثروت حاصل از منابع طبیعی و مشروط به اینکه این درآمدها در داخل کشور ذخیره شوند، می‌توانند درآمد واریزی بیشتری برای سیستم مالی و به‌ویژه سیستم بانکداری کشور به دنبال داشته باشند (بیماری هلندی). همچنین ممکن است منجر به افزایش تقاضای وام، به‌ویژه وام‌های مصرفی شوند و در نتیجه باعث تعمیق بیشتر سیستم مالی گردند. با این حال، دلایلی نیز برای تأثیر منفی ثروت ناشی از منابع طبیعی بر سیستم مالی کشورهای برخوردار نیز وجود دارد. سودهای غیرمنتظره می‌توانند منجر به جابه‌جایی ثروت از سیستم مالی داخلی به سرمایه‌گذاری‌های خارجی خصوصی، سرمایه‌گذاری خارجی دولتی یا به ثروت‌های غیرمالی گسیل شوند و هرچقدر سیستم مالی در کشورها ناکارآمدتر باشد این خروج سرمایه نیز بیشتر می‌شود. علاوه بر این، بخش غیرمالی (معاملاتی) نیز ممکن است به دلایلی نظیر استخراج بی‌رویه منابع طبیعی، اثر جان‌شینی بخش غیرمالی و کاهش تقاضای تأمین مالی خارجی از فراوانی منابع طبیعی متضرر گردد. از بعد عرضه نیز فراوانی منابع طبیعی می‌تواند موجب کاهش مهارت و سرمایه‌گذاری در بخش مالی به دلیل اثر جان‌شینی گردد. به‌طور کلی نیز می‌توان گفت وابستگی زیاد سیستم مالی به چهارچوب نهادی صحیح شامل چهارچوب قراردادی مؤثر، می‌تواند مانع تعمیق مالی در کشورهایی شود که وفور منابع طبیعی توسعه نهادی را تضعیف می‌کند (بک، ۲۰۱۱).

در ادامه و با توجه به ادبیات اقتصادی موجود برخی دیگر از کانال‌های تأثیرگذاری فراوانی منابع طبیعی بر توسعه مالی به صورت مختصر ارائه می‌شود.

الف) بهره‌برداری بیش از اندازه از منابع طبیعی منجر به جابه‌جایی عوامل تولید (یعنی نیروی کار و سرمایه) از بخش تولید و تجارت می‌شود زیرا در مقایسه با سایر بخش‌ها رقابت‌پذیری خود را از دست می‌دهد (گیلفاسون و همکاران، ۱۹۹۹؛ ون وینبرگن، ۱۹۸۴). تجارت یکی از عوامل تعیین‌کننده توسعه مالی، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه است (بالتاجی و همکاران، ۲۰۰۹)، اما تقویت صنایع حامی نسبت به صنایع مخالف به‌دنبال آزادسازی نشانه خوبی از توسعه مالی در آینده است زیرا گروه‌های ذی‌نفع منافع متضادی برای حمایت یا مخالفت با توسعه مالی دارند. بنابراین، فراوانی منابع طبیعی با تضعیف بخش تجارت، ممکن است تأثیر منفی بر سرعت توسعه مالی داشته باشد (راجان و زینگالس، ۲۰۰۳)؛

ب) درآمدهای حاصل از منابع طبیعی ممکن است فرصت‌هایی برای رانت و فساد در اقتصاد ایجاد کنند که اعتماد و اعتبار سیاست‌های دولت را تضعیف می‌کنند. اعتماد و اعتبار سیاست‌های دولت دو عنصر پایه‌ای برای هرگونه اصلاح مالی می‌باشند و تضعیف آن‌ها کاهش سرعت توسعه مالی را در پی خواهد داشت. همچنین وجود رانت ناشی از منابع طبیعی انگیزه کار نیروی کار و کارآفرینان را کاهش خواهد داد و هرچقدر در کشورهای در حال توسعه برخوردار از منابع طبیعی، نسبت کارآفرینان به افراد دارای رانت پایین باشد، افزایش در درآمدهای حاصل از منابع طبیعی باعث کاهش بیشتر کارآفرینان خواهد شد. کارآفرینان متقاضیان تأمین مالی خارجی هستند و بنابراین می‌توانند باعث ارتقای توسعه مالی گردند. بنابراین تضعیف آن‌ها باعث کاهش توسعه مالی در اثر کاهش تقاضا خواهد شد (بالاند و فرانکوزه، ۲۰۰۰)؛

ج) در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی، رانت منابع جایگزین سرمایه فیزیکی و انسانی می‌شود و همچنین سرمایه اجتماعی نیز به دلیل عدم احساس امنیت و نداشتن مدیریت اقتصادی مؤثر به خطر افتاده و در نتیجه سطح اعتماد در اقتصاد تهدید می‌شود. سرمایه اجتماعی یکی از پایه‌های توسعه مالی است و بسیار حائز اهمیت است، زیرا تمام قراردادهای مالی براساس اعتماد است. بنابراین، اگر سرمایه اجتماعی به دلیل رانت و فساد ایجادشده در اثر افزایش درآمد منابع طبیعی کاهش یابد، می‌توان انتظار داشت که سرعت توسعه مالی تحت تأثیر قرار گیرد (گیسو همکاران، ۲۰۰۴). سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری مستقیم، خصوصی، دولتی و خارجی) همان‌گونه که تحت تأثیر میزان انباشت سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی قرار دارد، از رانت‌خواری و فساد نیز تأثیر می‌پذیرد. وجود بیماری هلندی در اثر وفور منابع، مانع سرمایه‌گذاری در بخش تجاری (تولید) می‌شود و رانت‌جویی و فساد باعث کاهش بیشتر سرمایه‌گذاری می‌شود. کاهش سرمایه‌گذاری نیز کاهش خدمات مالی را در پی خواهد داشت و در نتیجه باعث کاهش توسعه مالی می‌شود (گیلفاسون و زوگا، ۲۰۰۶).

1. Gylfason et al. (1999)
2. Van Wijnbergen (1984)
3. Baltagi et al. (2009)
4. Rajan & Zingales (2003)
5. Baland & Francois (2000)
6. Guiso et al. (2004)
7. Gylfason & Zoega (2006)

تئوری و ادبیات نهادی نیز فرضیه‌های مختلفی را در مورد تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر توسعه سیستم مالی، هم از بُعد عرضه و هم از بُعد تقاضا ارائه داده است. از بعد تقاضا می‌توان گفت سود زیاد ناشی از درآمد منابع طبیعی و در نتیجه توسعه بخش کالاهای غیرتجاری ناشی از آن، می‌تواند از یک طرف منجر به افزایش تقاضا برای خدمات مالی شامل افزایش اعتبارات مصرف‌کنندگان شود و از سوی دیگر موجب کاهش تقاضا برای تأمین مالی خارجی از بخش منابع طبیعی نسبت به بخش کالاهای تجاری غیر منابع طبیعی در سناریوی بیماری هلندی گردد. علاوه بر این، ادبیات اقتصادی نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری پایین‌تر در اقتصادهای مبتنی بر منابع را ثبت کرده است که به نوبه خود می‌تواند تقاضای کمتری برای خدمات مالی در این اقتصادها را نیز توضیح دهد. به‌طور خاص، کشورهای دارای منابع طبیعی می‌توانند درآمدهای منابع خود را برای تسهیل مصرف کنند که این موضوع ایجاد یک سیستم مالی مؤثر برای خدمت به‌عنوان یک مهارت برای تسهیل مصرف در طول چرخه تجاری را تضعیف می‌کند (گیلفاسون، ۲۰۰۱). از بعد عرضه نیز سرمایه‌گذاری بیشتر در بخش منابع طبیعی می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش مالی شود و در نتیجه از دست رفتن مهارت‌ها از سیستم مالی را به‌همراه خواهد داشت. علاوه بر این، این واقعیت که سیستم‌های مالی به‌طور گسترده به چهارچوب‌های نهادی سالم شامل چهارچوب‌های قراردادی مؤثر وابسته هستند، می‌تواند مانع تعمیق مالی در کشورهایی که فراوانی منابع طبیعی توسعه نهادی را خدشه دار می‌کند، گردد (گیلفاسون، ۲۰۰۱).

۴. ارائه مدل و بررسی متغیرها

همان‌طور که بیان شد، فراوانی منابع طبیعی از کانال‌های مختلف نظیر جابجایی عوامل تولید از بخش تجاری و تولید به سایر بخش‌ها، رانت‌جویی، فساد، کاهش خدمات مالی و سرمایه‌گذاری می‌تواند توسعه مالی را تحت تأثیر قرار دهد. افزایش تولید ناخالص داخلی از طریق افزایش گزینه‌های مختلف سرمایه‌گذاری نیز منجر به افزایش تقاضا برای خدمات مختلف از جمله خدمات مالی خواهد شد و در نتیجه توسعه مالی را در پی خواهد داشت (شهباز و همکاران، ۲۰۱۸). بهبود کیفیت نهادها، به‌ویژه نهادها و زیرساخت‌های مربوط به بخش مالی باعث ایجاد محیطی رقابتی و باز شدن فضا جهت ورود سرمایه‌گذاران مختلف خارجی و داخلی خواهد شد و در نتیجه تقاضا برای خدمات مالی را افزایش خواهد داد و می‌تواند منجر به افزایش توسعه مالی نیز گردد (میشکین، ۲۰۰۹). با توجه به زمینه ایجاد رانت و فساد در کشورهای برخوردار از منابع یک طرف و تأکید بر ایجاد شفافیت صنایع استخراجی^۳ به منظور مبارزه با فساد در برخی از این کشورها (اوکادا و شینکوما، ۲۰۲۲)، فساد یکی

۱. علاوه بر مطالعات تجربی ذکرشده در این بخش، جهت مطالعه بیشتر رجوع کنید به:

Gylfason & Zoega (2006), Yuxiang & Chen (2011)

2. Mishkin (2009)

3. Extractive Industries Transparency Initiative (EITI)

4. Okada & Shinkuma (2022)

از متغیرهایی است که می‌تواند بر توسعه مالی در کشورهای برخوردار تأثیرگذار باشد. بنابراین با توجه به مبانی نظری موجود و براساس مطالعه اولیه بک (۲۰۱۱) و سایر مطالعات انجام‌شده قبلی نظیر نورماخانوا و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، علی و رامکیشنان (۲۰۲۲)، چودری و همکاران (۲۰۲۱)، خان و همکاران (۲۰۲۰) و شهباز و همکاران (۲۰۱۸) از تابع (۱) به‌منظور بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی و آزمون فرضیه نفرین منابع مالی یا نعمت منابع مالی در ایران استفاده شده است.

$$FD = f(NNR, GDP, IQ, COR) \quad (۱)$$

با توجه به مطالعات انجام‌شده قبلی نظیر احمد و همکاران^۲ (۲۰۱۶) و به منظور دستیابی به نتایج سازگار و قابل‌اعتماد، تمام متغیرها در تابع (۱) به فرم لگاریتمی تبدیل شده‌اند. لگاریتم‌گیری از متغیرها موجب هموارسازی تغییرات آن‌ها شده و با توجه به ضریب برآوردی هر متغیر به‌صورت کشش، تفسیر ضرایب تسهیل می‌شود. بنابراین مدل تجربی تحقیق با در نظر گرفتن فرم لگاریتمی متغیرها عبارتست از:

$$\ln FD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln NNR_t + \alpha_2 \ln GDP_t + \alpha_3 COR_t + \alpha_4 \ln IQ_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

در این معادله:

FD، متغیر وابسته مدل و نشان‌دهنده شاخص توسعه مالی می‌باشد. α_i نیز بیانگر شاخص‌های مختلف توسعه مالی استفاده شده در تحقیق می‌باشد و برابر با ۱ تا ۳ است. در این مطالعه به منظور آزمون فرضیه نفرین منابع مالی از شاخص توسعه مالی ارائه شده توسط بانک جهانی استفاده شده است که زیر شاخص‌های مورد استفاده جهت تهیه آن در جدول (۱) ارائه شده است. این شاخص بازارهای مالی و نهادهای مالی را در سه سطح عمق مالی (اندازه و میزان نقدینگی)، دسترسی مالی (توانایی افراد و شرکت‌ها در دسترسی به خدمات مالی) و کارایی مالی (توانایی مؤسسات مالی در فراهم کردن خدمات مالی با کم‌ترین هزینه و درآمد پایدار و سطح فعالیت بازار سرمایه) در نظر می‌گیرند و یکی از کامل‌ترین شاخص‌های توسعه مالی به شمار می‌آیند. در این مطالعه به منظور مقایسه فرضیه نفرین منابع بازار سهام و سیستم بانکی، با توجه به شاخص‌های مختلف مرتبط با توسعه بخش بانکی و بازار سرمایه و با استفاده از روش PCA^۳، شاخص‌های توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام محاسبه گردیده است و هرکدام از این شاخص‌ها به‌صورت جداگانه در تخمین مدل استفاده شده است. همچنین به منظور بررسی آزمون فرضیه نفرین منابع مالی در کل سیستم مالی نیز از شاخص توسعه مالی کل که از ترکیب این دو شاخص به دست می‌آید، استفاده شده است (پرادان و همکاران^۴، ۲۰۱۷؛ سویریدزنکاش^۵، ۲۰۱۶؛ پرادان و همکاران^۶، ۲۰۱۴). توضیحات مربوط به

1. Nurmakhanova et al. (2023)
2. Ahmed et al. (2016)
3. Principal Component Analysis
4. Pradhan et al. (2017)
5. Sviridzenka (2016)

زیرشاخص‌های مورد استفاده جهت محاسبه هریک از شاخص‌های توسعه بانکی و بازار سهام و سایر متغیرها در جدول (۱) ارائه شده است.

NNR نشان‌دهنده شاخص فراوانی منابع طبیعی می‌باشد که با توجه به نمونه مورد بررسی، این شاخص بیانگر رانت نفتی است که مقدار آن از تفاوت بین ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های جهانی و کل هزینه‌های تولید به دست می‌آید. مقدار بیشتر این عدد نشان‌دهنده وابستگی بیشتر کشور به منابع نفتی می‌باشد.

IQ، بیانگر شاخص کیفیت نهادی می‌باشد. کیفیت نهادی یک پدیده چند بعدی است که نمی‌توان آن را فقط با یک شاخص اندازه‌گیری کرد. بنابراین در این تحقیق به منظور اندازه‌گیری دقیق این شاخص از شش زیرشاخص جهانی از شاخص‌های حکمرانی ارائه‌شده توسط بانک جهانی نظیر ثبات دولت و مؤثر بودن آن، ثبات سیاسی، فقدان خشونت، تروریسم، کیفیت قانون‌گذاری، حاکمیت قانون و مسئولیت‌پذیری استفاده شده است. زیر شاخص‌های مورد استفاده به منظور رسیدن به یک شاخص با استفاده از روش *PCA* ترکیب شده‌اند (دوگان و همکاران، ۲۰۲۰).

GDP، نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت می‌باشد.

COR، نشان‌دهنده شاخص فساد می‌باشد و اطلاعات آن از شاخص کنترل فساد^۲ ارائه‌شده توسط بانک جهانی گردآوری شده است. رانت ناشی از منابع طبیعی می‌تواند موجب ایجاد فساد در دولت و کسب و کار مردم و نیز انحراف در تخصیص منابع شود که این امر سبب کاهش کارایی اقتصادی و همچنین افزایش نابرابری اجتماعی می‌شود. منابع طبیعی راه را برای دریافت رانت آسان می‌کند و بیش از فعالیت‌های مؤثر، به رانت‌جویی رقابتی منجر می‌شود (تورویک^۳، ۲۰۰۲). α_0 و ε_t به ترتیب نشان‌دهنده زمان، عرض از مبدا و جز اخلال مدل می‌باشند.

ارتباط بین متغیرهای توضیحی و توسعه مالی در ایران با استفاده از داده‌های سالیانه طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ مورد تخمین قرار می‌گیرد. با توجه به مدل تحقیق و شاخص‌های مختلف توسعه مالی (شاخص توسعه بانکی، شاخص توسعه بازار سهام و شاخص توسعه مالی کل) استفاده شده در مدل، ضرایب متغیر رانت منابع طبیعی در هر مدل بیانگر وجود یا عدم وجود نفرین منابع بازار سهام، سیستم بانکی و کل سیستم مالی می‌باشد. براساس ادبیات موجود و با توجه به شرایط خاص هر نمونه ضریب این متغیر می‌تواند مثبت و منفی باشد. علامت منفی متغیر رانت منابع بیانگر وجود نفرین منابع با توجه به شاخص توسعه مالی مورد استفاده می‌باشد. تأثیر متغیر کیفیت نهادی بر توسعه مالی نیز بستگی به شرایط هر کشور می‌تواند متفاوت باشد. با توجه به ادبیات موجود می‌توان انتظار داشت تأثیر متغیرهای رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر توسعه مالی مثبت، ولی فساد تأثیر منفی داشته باشد.

جدول ۱: خلاصه‌ای از متغیرهای مورد استفاده در پژوهش و منابع آماری آن‌ها

منبع	توضیح متغیر (زیر شاخص‌ها)	نماد	متغیر
بانک جهانی	شاخص کنترل فساد که براساس ۵۰ شاخص از ۳۰ گزارش گردآوری شده توسط بانک جهانی محاسبه می‌شود	COR	فساد
بانک جهانی	میزان اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی به‌صورت درصدی از GDP اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی توسط مؤسسات مالی به‌صورت درصدی از GDP حجم پول و سپرده‌های بانکی (M2) به‌صورت درصدی از GDP	FDB	شاخص توسعه بخش بانکی
بانک جهانی	میزان سهام مبادله شده یا همان نسبت گردش سهام میزان سهام مبادله شده به‌صورت درصدی از GDP ارزش کل سهام پذیرفته شده در بازار سهام به‌صورت درصدی از GDP تعداد کل سهام پذیرفته شده در بورس به ازای هر ۱۰۰۰۰ نفر جمعیت	FDS	شاخص توسعه بازار سهام
بانک جهانی	مجموع شاخص‌های توسعه بازار سهام و توسعه بانکی	TFD	شاخص کل سیستم مالی
بانک جهانی	تفاوت بین ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های جهانی و کل هزینه‌های تولید	NRR	رانت منابع طبیعی (فروانی منابع طبیعی)
بانک جهانی	تولید ناخالص داخلی	GDP	شاخص رشد اقتصادی
بانک جهانی	ثبات دولت و مؤثر بودن آن ثبات سیاسی فقدان خشونت تروریسم کیفیت قانونگذاری و حاکمیت قانون مسئولیت پذیری	IQ	شاخص کیفیت نهادی

(منبع: گردآوری نویسنندگان)

در ادامه خلاصه‌ای از آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل در جدول (۲) ارائه می‌شود.

جدول ۲: آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل

رانت منابع	کیفیت نهادی	تولید ناخالص داخلی	شاخص توسعه بازار سهام	شاخص کل توسعه مالی	شاخص توسعه بانکی	شاخص فساد	
3.15	0.078	8.45	24.81	-1.15	4.31	3.36	میانگین
3.18	-0.245	8.52	24.60	-1.13	4.39	3.44	میانه
3.54	2.64	8.60	28.12	-0.733	4.88	3.90	ماکزیمم
2.57	-2.60	8.17	22.72	-1.51	3.62	2.59	مینیمم
0.273	1.78	0.142	1.35	0.224	0.39	0.408	انحراف معیار
-0.441	-0.0587	-0.750	0.716	0.247	-0.29	-0.579	چولگی
2.63	1.43	1.95	3.23	2.21	1.91	2.07	کشیدگی
1.025	2.77	3.76	2.37	0.974	1.69	2.47	Jarque-Bera آماره
0.598	0.250	0.152	0.304	0.614	0.427	0.290	احتمال
85.29	2.11	228.22	670.10	-31.24	116.45	90.96	مجموع
1.93	83.17	0.526	47.51	1.30	4.03	4.34	
۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲	مشاهدات

(منبع: محاسبات تحقیق)

تمام متغیرها به‌جز متغیر کیفیت نهادی به دلیل دارا بودن مقادیر منفی، به فرم لگاریتمی هستند.

همان‌طور که در جدول (۲) نشان داده شده است، متغیرهای شاخص توسعه بازار سهام و کیفیت نهادی بیشترین نوسان را در بین متغیرهای تحقیق طی دوره مورد بررسی داشته‌اند. براساس آزمون جاکرک برا نیز تمام متغیرهای تحقیق از توزیع مشاهدات نرمال برخوردار هستند.

جدول ۳: ضریب همبستگی بین متغیرهای مدل

فساد	رانت منابع	کیفیت نهادی	GDP	شاخص توسعه بازار سهام	شاخص کل توسعه مالی	شاخص توسعه بخش بانکی	
-0.84	0.11	-0.70	0.85	0.59	0.94	1.00	شاخص توسعه بخش بانکی
-0.83	0.22	-0.70	0.75	0.71	1.00	0.94	شاخص کل توسعه مالی
-0.56	0.15	-0.49	0.34	1.00	0.71	0.59	شاخص توسعه بازار سهام
-0.73	0.22	-0.79	1.00	0.34	0.75	0.85	GDP
0.83	-0.20	1.00	-0.79	-0.49	-0.70	-0.70	کیفیت نهادی
-0.06	1.00	-0.20	0.22	0.15	0.22	0.11	رانت منابع
1.00	-0.06	0.83	-0.73	-0.56	-0.83	-0.84	فساد

(منبع: محاسبات تحقیق)

جدول (۳) ضرایب همبستگی بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. براساس این جدول شاخص توسعه مالی کل بیشتر تحت تأثیر شاخص توسعه بخش بانکی قرار دارد که با توجه به بانک‌محور بودن سیستم مالی در کشور ایران، قابل توجیه است.

۵. تخمین مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

۵-۱. بررسی مانایی متغیرها

در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی به دلیل اینکه معمولاً متغیرهای سری زمانی نایستا هستند، قبل از برآورد مدل و انجام آزمون هم‌انباشتگی، باید ایستایی متغیرها مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. در این مطالعه و با توجه به حساسیت مدل به درجه هم‌انباشتگی متغیرهای تحقیق، از آزمون‌های مختلف ریشه واحد استفاده گردید. اولین آزمون ریشه واحد مورد استفاده در این تحقیق آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته^۱ است که براساس مطالعات انجام‌شده قبلی نظیر رحمان و همکاران^۲ (۲۰۲۱)، یانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۱) و شریف و همکاران^۴ (۲۰۲۰) پرکاربردترین آزمون ریشه‌واحد جهت تخمین مدل‌های ARDL است. مدل‌های ARDL عموماً به دلیل وجود متغیر درون‌زای باوقفه در بین متغیرهای توضیحی دارای مشکل خودهمبستگی اجزای خطا می‌باشند که آزمون ریشه‌واحد تعمیم‌یافته دیکی فولر (ADF) در این شرایط مناسب‌ترین است. به منظور اطمینان از نتایج این

1. Augmented Dickey Fuller (ADF)
2. Rehman et al. (2021)
3. Yang et al. (2021)
4. Sharif et al. (2020)

آزمون، از آزمون‌های وایتکوفسکی و همکاران^۱ (KPSS) و آزمون ریشه واحد-Perron Ng نیز استفاده گردید. آزمون ریشه واحد Ng-Perron در مطالعات با حجم نمونه‌های کوچک نتایج بهتر و قابل‌اعتمادتری نسبت به سایر آزمون‌های دیگر ارائه می‌دهد و در مقایسه با سایر آزمون‌های ریشه واحد قوی‌تر و مناسب‌تر می‌باشد (شهباز و همکاران، ۲۰۱۸). براساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد که در جدول (۴) ارائه شده است، برخی از متغیرها در سطح و برخی از متغیرها با یک تفاضل ایستا هستند.

به منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های ریشه واحد مرسوم و به منظور بررسی دقیق‌تر درجه انباشتگی متغیرهای پژوهش، آزمون‌های ریشه واحد شکست ساختاری رون‌زدایی‌شده^۲ زیوت-اندریوز^۳ نیز انجام شد که براساس نتایج حاصل از این آزمون نیز نتایج ارائه‌شده در جدول (۴) تأیید گردید. همان‌طور که مشاهده می‌شود درجه انباشتگی متغیرها براساس آزمون‌های مختلف ریشه واحد در ستون‌های جداگانه نشان داده شده است. در برآورد مدل به روش ARDL Bounding، فرض اساسی این است که متغیرهای مورد بررسی، هم‌انباشته از مرتبه صفر یا هم‌انباشته از مرتبه یک یا هم‌انباشته از مرتبه یک و صفر باشند و هیچ‌کدام از متغیرها هم‌انباشته از مرتبه دو نباشد پسران و همکاران^۴ (۲۰۰۱). اگر یکی از متغیرهای مورد استفاده هم‌انباشته از مرتبه ۲ باشد، در این‌صورت انجام آزمون F مشترک ارائه‌شده توسط پسران و همکاران و همچنین نارایان جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، نامعتبر خواهد بود (باوم^۵، ۲۰۰۴؛ پسران و همکاران، ۲۰۰۱).

جدول ۴: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	آزمون Ng-Perron						آزمون DF-GLS			آزمون Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin		
	وقفه بهینه	MZa	MZt	MSB	MPT	درجه انباشتگی	DF-GLS statistic	وقفه بهینه	درجه انباشتگی	KPSS	وقفه بهینه	درجه انباشتگی
FDB	0	0.125	0.071	0.569	23.165	I(0)	-0.390	0	I(1)	0.766	3	I(0)
TFD	0	-3.985	-1.292	0.324	6.243	I(0)	-1.948	0	I(0)	0.759	3	I(0)
FDS	0	1.412	0.656	0.464	21.421	I(0)	0.434	0	I(1)	0.518	2	I(0)
NRR	0	-4.740	-1.528	0.322	5.191	I(0)	-2.008	0	I(0)	0.117	2	I(1)
GDP	0	-2.435	-1.007	0.413	9.504	I(0)	-1.530	0	I(1)	0.651	3	I(0)
IQ	0	-0.164	-0.124	0.750	33.08	I(0)	-0.957	0	I(1)	0.504	3	I(0)
COR	0	-12.841	-2.474	0.192	2.134	I(0)	-4.535	0	I(0)	0.172	3	I(1)

(منبع: محاسبات تحقیق)

1. Kwiatkowski et al. (KPSS)
2. de-trended structural breakunit root tests
3. Zivot-Andrews (1992)
4. Pesaran et al. (2001)
5. Baum (2004)

۵-۲. تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی

۵-۲-۱. مدل ARDL

به منظور بررسی رابطه پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای تحقیق و با توجه به آزمون‌های تشخیصی و ماهیت داده‌ها، بهترین روش تخمین، روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) است. مدل ARDL دارای ویژگی‌هایی است که این مدل را نسبت به سایر مدل‌های سری زمانی متمایز می‌کند. مدل ARDL مشکل درون‌زایی احتمالی متغیرهای مدل را با اضافه کردن مقدار باوقفه متغیر وابسته به متغیرهای توضیحی برطرف می‌کند. از دیگر مزایای مدل ARDL این است که برخلاف مدل هم‌انباشتگی جوهانسون، نیاز نیست تمام متغیرها هم‌انباشته از یک درجه باشند، زیرا این مدل می‌تواند برای متغیرهای انباشته از درجه یک یا انباشته در سطح یا ترکیبی از هر دو به کار رود. یکی دیگر از ویژگی‌های این مدل قابل کاربرد بودن آن در نمونه‌های کوچک است که از این حیث کاربرد زیادی در کشورهای درحال توسعه به دلیل کمبود داده دارد. علاوه بر مزایای ذکرشده، تخمین هم‌زمان رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از دلایل کاربرد وسیع این مدل در مطالعات اقتصادی است (علی و رامکیشنان ۲۰۲۲).

به منظور برآورد رابطه هم‌انباشتگی بلندمدت بین متغیرها، روش‌های اقتصادسنجی مختلفی وجود دارد. براساس ادبیات موجود، روش‌های مختلفی مانند آزمون انگل-گرنجر (۱۹۸۷)، آزمون جوهانسون (۱۹۹۱) و آزمون پسران (۲۰۰۱) جهت برآورد رابطه بلندمدت وجود دارد. آزمون هم‌انباشتگی انگل و گرنجر (۱۹۸۷) رابطه هم‌انباشتگی بین دو متغیر با درجه انباشتگی یکسان را ارائه می‌دهد. بنابراین، این آزمون فقط برای بررسی رابطه بین دو متغیر کاربرد دارد و در موارد چندمتغیره کمتر مؤثر است. به منظور جبران این محدودیت، آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون (۱۹۸۸)، (۱۹۹۱) توسعه داده شد که با استفاده از این آزمون، امکان بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین چند متغیر امکان‌پذیر گردید. آزمون جوهانسون براساس مدل‌سازی اصلاح خطای برداری (VECM) به‌عنوان راهکاری برای رفع محدودیت‌های آزمون انگل و گرنجر ارائه گردید، اما برای برآورد رابطه هم‌انباشتگی نیاز است تمام متغیرها از یک درجه انباشتگی باشند که این مورد معمولاً در اغلب سری‌های زمانی اتفاق نمی‌افتد. بنابراین، به منظور بررسی رابطه هم‌انباشتگی بین چند متغیر با درجه انباشتگی مختلف $I(0)$ و $I(1)$ می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده کرد. در این مطالعه نیز با توجه به تفاوت بودن درجه انباشتگی متغیرها و به منظور برآورد رابطه پویای بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها از مدل پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. مدل ARDL خطی جهت بررسی رابطه بین توسعه مالی و رانت منابع جهت آزمون فرضیه نفرین منابع بازار مالی به‌صورت زیر ارائه می‌شود.

$$\Delta(\ln FD)_t = \alpha_0 + \alpha_1(\ln FD)_{t-1} + \alpha_2 NNR_{t-1} + \alpha_3 GDP_{t-1} + \alpha_4 (IQ)_{t-1} + \alpha_5 (COR)_{t-1} + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \rho_i \Delta NNR_{t-i} + \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(COR)_{t-i} + \psi_t \quad (3)$$

در این معادله Δ عملگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد. α_0 و ψ_t به ترتیب ضریب ثابت و جزء اخلاص مدل در زمان t می‌باشد. ضرایب β_i ، ρ_i ، φ_i ، ω_i ، φ_i و γ_i ضرایب کوتاه‌مدت مدل و $\alpha_1, \dots, \alpha_5$ ضرایب بلندمدت مدل می‌باشند. روش ARDL به‌طور کلی براساس آماره F مشترک^۱ بوده و توزیع مجانبی این آماره غیراستاندارد و تحت فرضیه صفر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. اولین قدم در برآورد مدل ARDL، برآورد معادله ارائه‌شده به‌وسیله روش حداقل مربعات معمولی (OLS) می‌باشد. تخمین هریک از معادلات بالا به منظور آزمون وجود یا عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها براساس معنی‌داری آماره F مشترک ضرایب متغیرهای با وقفه موجود در مدل صورت می‌گیرد. برای مثال آزمون فرضیه وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت (هم‌انباشتگی) براساس آزمون والد عبارتست از:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0 \quad (\text{رابطه بلندمدت}) \quad (4)$$

$$H_1: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq 0 \quad (\text{رابطه بلندمدت}) \quad (5)$$

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

1. Joint F-statistic

2. Upper Critical Bound

3. Lower Critical Bound

4. Narayan (2005)

می‌دهد (نارایان، ۲۰۰۵). در ادامه تحقیق ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل برآورد و آزمون‌های تشخیصی به منظور اطمینان از صحت نتایج مدل ارائه می‌شوند. معادله (۶) به منظور تخمین ضرایب کوتاه‌مدت مدل ارائه می‌گیرد و γ_i سرعت تعدیل تعادل بلندمدت مدل در اثر شوک‌های کوتاه‌مدت یا تصحیح خطا را نشان می‌دهد.

$$\Delta(FD)_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \rho_i \Delta NNR_{t-i} + \sum_{i=1}^t \phi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(COR)_{t-i} + \gamma_i ECM_{t-1} + \vartheta_t \quad (6)$$

تشخیص مناسب مدل جهت تفسیر نتایج یکی از گام‌های اساسی در برآورد هر مدل می‌باشد که در ادامه تحقیق به بررسی تمام این آزمون‌ها جهت اطمینان از اعتبار نتایج تحقیق پرداخته شده است و نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است.

۵-۲-۲. مدل NARDL

مدل ARDL رابطه خطی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها را اندازه‌گیری می‌کند و در صورتی که بین متغیرهای مدل رابطه غیرخطی برقرار باشد، قادر به برآورد آن نیست. به همین منظور در این مطالعه با توجه به احتمال وجود رابطه غیرخطی و نامتقارن بین رانت منابع و توسعه مالی از مدل غیرخطی ARDL که توسط شین و همکاران^۱ (۲۰۱۴) توسعه یافته است نیز جهت تخمین مدل تحقیق استفاده شد. مدل NARDL، شکل خاصی از مدل ARDL خطی پسران و همکاران (۲۰۰۱) است که امکان بررسی عدم تقارن در روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را فراهم می‌آورد. مزیت روش NARDL نسبت به سایر روش‌های هم‌جمعی این است که کارایی آن در مدل‌های دارای مشاهدات کم، بالاتر است. همچنین این روش برای حالتی که متغیرهای توضیحی مدل درون‌زا باشند نیز کاربرد دارد (عالم و کوازی، ۲۰۰۳). فرم غیرخطی مدل اصلی تحقیق براساس معادله اصلی تحقیق به صورت زیر است:

$$\ln FD_t = \beta_0 + \beta_1 NNR_t^+ + \beta_2 NNR_t^- + \beta_3 GDP_t + \beta_4 IQ_t + \beta_5 COR_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

در این معادله NNR_t^+ و NNR_t^- تکانه‌های مثبت و منفی رانت منابع هستند که به منظور بررسی تأثیر نامتقارن آن‌ها بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی براساس تعریف گرنجر و یون (۲۰۰۲) به صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و منفی (اجزاء منفی) تعریف شده و به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$NNR_t^+ = \sum_{1990}^{2021} \Delta NNR_t^+ = \text{Max}(\Delta NNR, 0) \quad (8)$$

$$NNR_t^- = \sum_{1990}^{2021} \Delta NNR_t^- = \text{Min}(\Delta NNR, 0) \quad (9)$$

با جایگذاری مقادیر مثبت و منفی در معادله (۷)، مدل غیرخطی ARDL جهت بررسی رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و رانت منابع طبیعی به صورت زیر است:

1. Shin et al. (2014)

2. Alam & Quazy (2003)

$$\Delta(LnFD)_t = \alpha_0 + \alpha_1(LnFD)_{t-1} + \alpha_2^+ NNR_{t-1}^+ + \alpha_3^- NNR_{t-1}^- + \alpha_4 GDP_{t-1} + \alpha_5(IQ)_{t-1} + \alpha_6(COR)_{t-1} + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^t (\rho_i^+ NNR_{t-i}^+ + \rho_i^- NNR_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(COR)_{t-i} \quad (10)$$

در معادله (۱۰)، $\sum_{i=1}^t \rho_i^+$ و $\sum_{i=1}^t \rho_i^-$ تأثیرات مثبت و منفی رانت منابع طبیعی بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی در مدل را نشان می‌دهند. α_2^+ و α_3^- نیز بیانگر تأثیرات مثبت و منفی در بلندمدت هستند. فرم تصحیح خطای معادله (۱۰) به صورت زیر است:

$$\Delta(FD)_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^t \beta_i \Delta(FD)_{t-i} + \sum_{i=1}^t (\rho_i^+ NNR_{t-i}^+ + \rho_i^- NNR_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^t \varphi_i \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^t \omega_i \Delta(IQ)_{t-i} + \sum_{i=1}^t \gamma_i \Delta(COR)_{t-i} + \gamma_i ECM_{t-1} + \vartheta_t \quad (11)$$

در معادله (۱۱)، γ_i جزء تصحیح خطای مدل می‌باشد و سرعت تعدیل بلندمدت مدل غیرخطی بعد از شوک کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. ρ_i^+ و ρ_i^- تعدیل کوتاه‌مدت نامتقارن است و سایر ضرایب متغیرها نشان‌دهنده تأثیرات کوتاه‌مدت هر متغیر توضیحی می‌باشد. همانند مدل ARDL و با توجه به مطالعه پسران و همکاران از آماره F به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت و از آزمون والد استاندارد نیز جهت بررسی وجود یا عدم وجود تقارن‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده می‌شود.

۵-۳. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، نتایج آزمون هم‌انباشتگی و سایر آماره‌های تشخیصی

طبق ایده سیمز در مدل‌های سیستمی خودرگرسیون، تعیین متغیرهای مناسب جهت حضور در سیستم و تعیین تعداد وقفه از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار می‌باشد. به دلیل زیاد بودن تعداد پارامترها در این نوع از مدل‌ها باید براساس اصل صرفه‌جویی^۲، وقفه بهینه را تعیین کرد. معیارهای اطلاعات^۳ بهترین ابزار جهت انتخاب وقفه بهینه در مدل‌های سیستمی می‌باشند (بروکس^۴، ۲۰۰۸؛ لوتکپول^۵، ۲۰۰۶ و ۱۹۹۱). با توجه به محدود بودن دوره مورد مطالعه در این تحقیق و برتری معیار شوارتز-بیزین در نمونه‌های کوچک نسبت به سایر معیارها، جهت انتخاب وقفه بهینه مدل از این معیار استفاده شد (آقایی، ۱۳۹۵). حداکثر وقفه متغیرها در این تحقیق براساس معیار شوارتز-بیزین انتخاب شد که مقدار وقفه بهینه هر متغیر براساس آزمون شوارتز مشخص می‌گردد.

پس از انجام آزمون‌های مربوط به مانایی متغیرها و پس از اطمینان از عدم انباشته بودن متغیرها از درجه دو، به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها و همچنین سایر آماره‌های تشخیصی جهت اطمینان از پایداری هریک از مدل‌ها پرداخته می‌شود. ستون اول جدول (۳) نشان‌دهنده رابطه‌های برآوردشده بین متغیرهای مدل می‌باشد (با توجه به وجود سه شاخص توسعه مالی، سه مدل برآورد

1. Over Parameterized
2. Parsimonious
3. Information Criteria
4. Brooks 2008
5. Lütkepohl (2006 & 1991)

گردیده است). ستون دوم نشان‌دهنده وقفه بهینه هرکدام از متغیرها می‌باشد که براساس معیار شوارتز- بیزین (SBC) انتخاب شده است. ستون سوم مقادیر آزمون F پسران جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در تمام مدل‌های پژوهش و در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد براساس آزمون پسران تأیید می‌شود. علاوه بر این آزمون، با توجه به مطالعه کرمرز و همکاران^۱ (۱۹۹۲)، معنی‌دار بودن ضریب با وقفه تصحیح خطا نیز روشی جایگزین و کارا جهت آزمون وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. با توجه به مقادیر منفی و معنی‌دار این ضریب در تمام مدل‌های برآوردی وجود رابطه بلندمدت در تمام مدل‌های تحقیق مورد تأیید قرار گرفت. سایر ستون‌های دیگر این جدول بیانگر آماره‌های تشخیصی مدل‌ها جهت بررسی فروض کلاسیک و اعتبار مدل‌های برآورد شده می‌باشند که براساس این آزمون‌ها، نتایج به‌دست آمده در هر دو مدل ARDL و NARDL جهت تفسیر و بررسی مورد تأیید قرار می‌گیرند.

جدول ۵: نتایج آزمون رابطه بلندمدت و سایر آماره‌های تشخیصی

آزمون تصریح رمزی	آزمون خودهمبستگی	آماره آزمون واریانس ناهمسانی	آزمون نرمالیتی	آماره F پسران	طول وقفه بهینه	مدل برآورد شده	مدل
۲/۹۳۹ (۰/۱۱۳)	۰/۹۶۳ (۰/۳۴۷)	۱/۸۶۰ (۰/۶۰۵)	۳/۳۴۷ (۰/۹۵۸)	۶/۳۸۸*	(۱,۱۰,۱,۰)	FDB=f (IQ, COR, GDP, NNR)	مدل ۱
۸۸/۲۲۸ (۰/۴۹۴)	۰/۴۱۸ (۰/۵۳۱)	۱/۷۸۷ (۰/۱۶۳)	۰/۳۱۴ (۰/۸۵۴)	۱۱/۶۱۳*	(۰,۱۰,۱,۰)	FDS= f (IQ, COR, GDP, NNR)	مدل ۲
۰/۶۳۴ (۰/۵۳۳)	۲/۵۱۳ (۰/۲۹۷)	۱/۴۶۷ (۰/۴۰۴)	۱/۶۱۵ (۰/۴۴۵)	۶/۲۴۴*	(۰,۱۰,۰,۰)	TFD= f (IQ, COR, GDP, NNR)	مدل ۳
۲/۹۳۹ (۰/۱۱۳)	۰/۸۷۳ (۰/۴۲۷)	۱/۷۴۵ (۰/۷۶۵)	۳/۳۵۸ (۰/۹۶۷)	۷/۳۷۸*	(۱,۰,۱,۰,۱)	FDB=f (IQ, COR, GDP, NNR ⁺ , NNR ⁻)	مدل ۱
۸۸/۲۲۸ (۰/۴۹۴)	۰/۳۰۳ (۰/۴۲۱)	۱/۶۷۵ (۰/۱۵۴)	۰/۳۲۳ (۰/۸۶۵)	۹/۶۸۹*	(۱,۰,۰,۰,۰)	FDS= f (IQ, COR, GDP, NNR ⁺ , NNR ⁻)	مدل ۲
۰/۵۲۳ (۰/۴۲۲)	۲/۵۰۶ (۰/۱۸۶)	۱/۵۶۹ (۰/۵۱۵)	۱/۷۱۲ (۰/۴۶۷)	۷/۲۵۶*	(۱,۰,۰,۰,۰)	TFD= f (IQ, COR, GDP, NNR ⁺ , NNR ⁻)	مدل ۳

(منبع: محاسبات تحقیق [*, **, *], به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح خطای ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند و اعداد داخل پرانتز نیز نشان‌دهنده سطح احتمال هر آزمون می‌باشد.)

۵ - ۴. تخمین کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل و تفسیر ضرایب

پس از انجام آزمون‌های تشخیصی لازم، در این قسمت از تحقیق رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای تحقیق با استفاده از روش ARDL در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج حاصل از تخمین مدل ARDL

نتایج برآورد کوتاه مدت مدل های تحقیق								
متغیر وابسته: شاخص کل توسعه مالی (TFD)			متغیر وابسته: شاخص توسعه بازار سهام (FDS)			متغیر وابسته: شاخص توسعه بانکی (FDB)		
احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیرها
۰.۰۵۸۲	۷۶۳۰.۱ (۱,۹۸۸)	LNTFD (-1)	۰.۰۰۰۱	۶۲۰.۱۷ (۵,۶۷۴)	LNFDS (-1)	۰.۰۰۰۰	۷۱۶۰. (۵,۱۱۹)	LNFD (-1)
۰.۰۳۸۷	۰.۰۱۴۹ (۲,۳۹۹)	IQ	۰.۷۳۱۱	۰.۰۵۳۵۷ (۰.۳۴۹)	IQ	۰.۵۷۸۴	-۱.۰۵۹ (-۰.۸۱۱)	IQ
۰.۰۸۴۹	-۰.۱۴۷۹ (-۱,۸۱۷)	LNCOR	۰.۷۰۵۴	۰.۳۸۶ (۰.۳۸۴)	LNCOR	۰.۰۳۸۸	-۰.۲۴۲ (-۰.۲۵۱)	LNCOR
-	-	-	۰.۰۲۳۹	-۱.۵۹۸ (-۲.۴۶۷)	LNCOR (-1)	۰.۷۷۰۴	۰.۲۶۵۳ (۰.۲۴۵۷)	LNCOR (-1)
۰.۴۹۸۴	۰.۰۱۵۷ (۰.۶۹۶)	LNGDP	۰.۵۴۹۴	۱.۱۸۷۰ (۰.۶۱۰)	LNGDP	۰.۰۰۱۹	۰.۵۹۰ (۰.۷۴۸)	LNGDP
۰.۱۰۰	۰.۰۸۹۵ (۱,۷۲۸)	LNNNR	۰.۴۰۲۷	۰.۳۵۳ (۰.۸۵۷)	LNNNR	۰.۲۵۷۴	-۰.۰۵۲۱ (-۰.۱۷۴۵)	LNNNR
-	-	-	-	-	-	۰.۰۲۳۳	۰.۱۳۹۲۹ (۲,۵۰۸)	LNNNR)-۱(
۴۳۰.۸۰	۲۶۴۰.۱ (۰.۲۵۰)	C	۰.۵۷۱۵	۰.۵۳۴۶ (۰.۵۷۱)	C	۳۵۴۰.۶	۰.۰۶۷۸ (۰.۴۶۷)	C
۰.۰۰۰۱	-۰.۳۰۲۹ (-۵,۳۲۵)	ضریب تصحیح خطا (ECM)	۰.۰۰۰۴	-۰.۵۲۷۶۰ (-۴,۴۵۲)	ضریب تصحیح خطا (ECM)	۰.۰۰۰۴	-۰/۱۹۲۲ (-۴,۳۷۷)	ضریب تصحیح خطا (ECM)
نتایج برآورد بلندمدت مدل های تحقیق								
احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها
۰.۸۸۲۹	۰.۰۱۵۳ (۰,۱۴۹)	C	۲۹۷۰.۸	۳۶۰.۰۱ (۰,۱۴۸)	C	۰.۰۳۷۲	۸۰۱۰ (۴,۲۱۶)	C
۰.۰۳۲۲	۰.۳۰۴ (۲,۳۲۱)	IQ	۰.۰۱۰۸	-۰.۵۲۹ (۳,۰۱۴)	IQ	۰.۰۴۳۵	۸۳۰ (۳,۴۵۳)	IQ
۰.۰۵۲۲	-۰.۴۸۸۱ (-۱,۹۶۹)	LNCOR	۰.۰۱۷۸	۲۸۷۳.۰ (-۲,۶۰۷)	LNCOR	۰.۰۳۲۳	-۰.۲۶۵۹ (-۰.۲۳۴۴)	LNCOR
۰.۰۴۸۲	۰.۳۰۷۸ (۳,۰۴۳)	LNGDP	۰.۰۳۰۱	۰.۴۸۷۰ (۲,۱۲۵)	LNGDP	۰.۰۴۰۱	۰.۶۳۷ (۲,۰۱۲۳)	LNGDP
۰.۲۰۶۶	۰.۲۹۵۶ (۱,۳۰۷)	LNNNR	۰.۴۰۷۵	۰.۶۶۹ (۰,۸۴۸)	LNNNR	۰.۰۳۱۵	۰.۱۳۸ (۲,۳۵۷)	LNNNR

(منبع: محاسبات تحقیق)

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می باشد

براساس نتایج حاصل از تخمین مدل، تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی دار بر شاخص توسعه بانکی طی دوره مورد بررسی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت دارد. با توجه به ضریب بلندمدت این متغیر یک درصد افزایش رشد اقتصادی منجر به افزایش شاخص توسعه بانکی به اندازه ۰/۶ درصد خواهد شد. با توجه به بانک محور بودن سیستم مالی در ایران و سهم بالای بخش بانکی در جذب پس اندازهای مازاد، این نتیجه قابل توجیه به نظر می رسد. این نتیجه فرضیه پیروی تقاضا

مبنی بر اینکه افزایش فعالیت‌های اقتصادی باعث تحریک تقاضا برای محصولات و خدمات مالی می‌شود را نیز تأیید می‌کند. با افزایش فعالیت‌های اقتصادی، تقاضا برای ابزارهای جدید مالی و دسترسی بیشتر به تأمین مالی خارجی نیز افزایش می‌یابد و با توسعه و رشد اقتصادی هرچه بیشتر بخش خصوصی به جای تأمین مالی خودش تمایل بیشتری به تأمین مالی از طریق بانک‌ها خواهد داشت و در ادامه می‌تواند باعث توسعه بازار سهام به‌عنوان یکی دیگر از منابع تأمین مالی گردد. این نتیجه با مطالعه گوان و همکاران (۲۰۲۰) و دوگان و همکاران (۲۰۲۰b) نیز سازگار است.

با توجه به مدل برآوردی شاخص توسعه بازار سهام، تأثیر رشد فعالیت‌های اقتصادی بر توسعه بازار سهام در بلندمدت مثبت و معنی‌دار است، بنابراین می‌توان گفت فرضیه پیروی تقاضای رابینسون (۱۹۵۲) مبنی بر تحریک تقاضا برای خدمات مالی و در نتیجه سرمایه‌گذاری در بازار سهام در اثر افزایش رشد اقتصادی طی دوره مورد بررسی در ایران نیز تأیید می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از تخمین شاخص کل توسعه مالی، علیرغم اینکه تأثیر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت بر شاخص کل توسعه مالی معنی‌دار نیست، ولی در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. این نتیجه بیانگر این است که افزایش رشد اقتصادی می‌تواند محرک توسعه سیستم مالی در ایران باشد. بنابراین با توجه به اینکه تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در مطالعات مختلف تجربی در ایران نیز تأیید شده است، این رابطه دو طرفه می‌تواند موجب رشد هر دو متغیر گردد.

تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی در کوتاه‌مدت منفی، ولی معنی‌دار نیست، اما تأثیر مقادیر با وقفه آن در کوتاه‌مدت بر شاخص توسعه بانکی در ایران مثبت و معنی‌دار است. با توجه به تخمین بلندمدت مدل می‌توان گفت تأثیر فراوانی منابع طبیعی یا همان رانت منابع در بلندمدت بر توسعه بخش بانکی در ایران مثبت و معنی‌دار است. براساس این نتیجه فرضیه نعمت منابع مالی در بخش بانکی طی دوره مورد بررسی در ایران تأیید می‌شود. بک (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به این نتیجه رسید که در کشورهای برخوردار از منابع طبیعی بانک‌ها سرمایه بهتری داشته و سودآور هستند اما اعتبارات کمتری به بخش خصوصی اعطا می‌کنند و تمایل کمتری به توسعه مالی دارند، بنابراین رانت منابع تأثیر منفی بر توسعه بخش بانکی خواهد داشت. اما به نظر می‌رسد با توجه به بانک‌محور بودن سیستم مالی در ایران و تزریق فراوان منابع نفتی به بانک‌ها توانسته است توسعه این بخش را به همراه داشته باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل توسعه بازار سهام بیانگر این است که فراوانی منابع طبیعی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر توسعه بازار سهام داشته است ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست بنابراین در مورد وجود یا عدم وجود نفرین منابع مالی بازار سرمایه نمی‌توان اظهار نظر کرد. با توجه به مطالعاتی نظیر علی و رامکریشن (۲۰۲۲) و آصف و همکاران (۲۰۲۰) پذیرش شرکت‌های مختلف مرتبط با منابع طبیعی در بورس اوراق بهادار می‌تواند به تأمین مالی این شرکت‌ها در عملیات پرهزینه استخراج و پالایش کمک کند و در نتیجه زمینه‌ساز ایجاد فرصت‌های شغلی مختلف گردیده و باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی و رشد و توسعه اقتصادی گردد. بنابراین می‌توان گفت درآمد حاصل از منابع طبیعی از طریق بازار سهام کارآمد می‌تواند منجر به رشد اقتصادی گردد. تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر شاخص کل توسعه مالی در بلندمدت مثبت، اما از لحاظ آماری معنی‌دار

نیست. بنابراین فرضیه نعمت منابع مالی در ایران تأیید نمی‌شود. با توجه به اینکه سیستم مالی در ایران تحت تأثیر سیستم بانکی قرار دارد و در بخش بانکی نفرین منابع مالی تأیید گردید، می‌توان این نتیجه را توجیه کرد و نشان‌دهنده جریان بیشتر درآمدهای نفتی در سیستم بانکی ایران است. البته این نتیجه می‌تواند نشان‌دهنده نقش غالب دولت در تخصیص درآمد حاصل از منابع طبیعی و ضعف بخش خصوصی و بازار سرمایه در تخصیص مناسب این درآمدها نیز باشد. نتایج حاصل از تخمین شاخص کل توسعه مالی که از ترکیب توسعه بازار سهام و توسعه بانکی به دست آمده است بیانگر اهمیت ادغام مالی و استفاده از ظرفیت کل سیستم مالی جهت تبدیل نفرین منابع به موهبت منابع می‌باشد.

با توجه به نتایج ارائه‌شده تأثیر کیفیت نهادی بر توسعه بازار سهام در کوتاه‌مدت مثبت و بی‌معنی، ولی در بلندمدت منفی و معنی‌دار است و بیانگر این است که افزایش در کیفیت نهادها طی دوره مورد بررسی در ایران تأثیر منفی در توسعه بازار سهام داشته است. همان‌طور که سال‌های اخیر هم مشاهده شده است، بازار سهام به هرگونه تغییر سیاست دولت یا عملکرد نهادهای دولتی و شبه دولتی بسیار حساس است و هرگونه تصمیم یا سیاست ناگهانی توسط سیاست‌گذار می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد بازار سهام داشته باشد. این نتیجه با مطالعه خان و همکاران (۲۰۲۰a) و گوان و همکاران (۲۰۲۰) نیز سازگار است. تأثیر کیفیت نهادی بر شاخص کل توسعه مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز مثبت و معنی‌دار است و نشان‌دهنده این است که تقویت نهادها در کشور می‌تواند بر استفاده کارآ و مناسب از منابع طبیعی در توسعه مالی کشور مؤثر باشد.

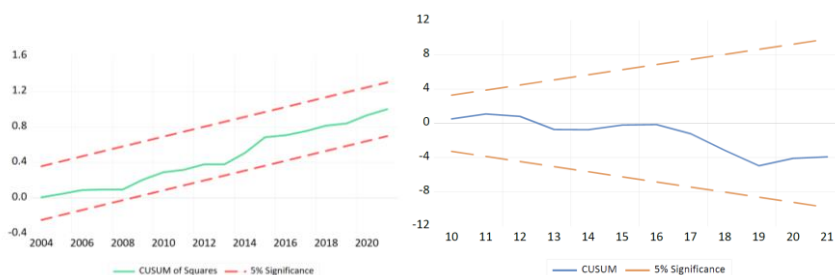
براساس نتایج به‌دست آمده، فساد در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر توسعه بازار سهام، بخش بانکی و توسعه مالی کل داشته است؛ زیرا فساد با تضعیف نهادهای مالی، بالا بردن هزینه کسب و کار، کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری، از بین بردن اعتماد، سوق دادن فعالیت‌های سرمایه‌گذاری و اقتصادی از شکل مولد آن به سمت رانت‌خواری و فعالیت‌های زیرزمینی (پنهانی/سایه‌ای) و غیرمولد و ایجاد سیستم انگیزشی فاسد مانعی برای توسعه مالی می‌باشد.

با توجه به شاخص توسعه مالی مورد استفاده در این تحقیق، این نتیجه نیز گویای این واقعیت است که سیستم مالی و بانکی در ایران نتوانسته است درآمدهای نفتی را به سمت فعالیت‌های مولد سوق دهد و تخصیص منابع به‌خوبی صورت نگرفته است. متغیر نرخ ارز واقعی نیز در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری در ایران طی دوره مورد بررسی داشته است. می‌توان گفت افزایش نرخ ارز واقعی از طریق افزایش انگیزه صادرات و در نتیجه افزایش تولید موجب افزایش انگیزه سرمایه‌گذاران جهت انباشت سرمایه می‌شود و بر سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت دارد.

در تمام مدل‌های برآوردشده، ضریب تصحیح خطای برآوردی (ECM) منفی و معنی‌دار است و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کند. همچنین براساس مقادیر ضرایب به‌دست آمده برای این متغیر به ترتیب در مدل‌های توسعه بانکی، توسعه بازار سهام و توسعه مالی کل ۱۹ درصد، ۵۲ درصد و ۳۰ درصد از انحرافات از عدم تعادل بلندمدت در هر دوره تصحیح می‌شود. این ضرایب بیانگر این است که رسیدن به تعادل بلندمدت نسبتاً سریع اتفاق می‌افتد.

۵-۴-۱. آزمون پایداری پارامترهای برآوردی

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



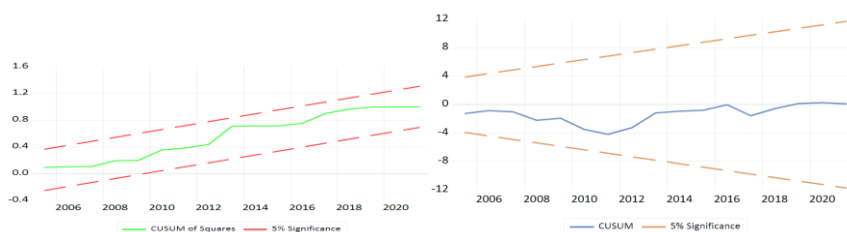
نمودار ۱: آزمون پایداری ضرایب در برآورد مدل اول (شاخص توسعه بانکی)

(منبع: محاسبات پژوهش)



نمودار ۲: آزمون پایداری ضرایب در برآورد مدل دوم (شاخص توسعه بازار سهام)

(منبع: محاسبات پژوهش)

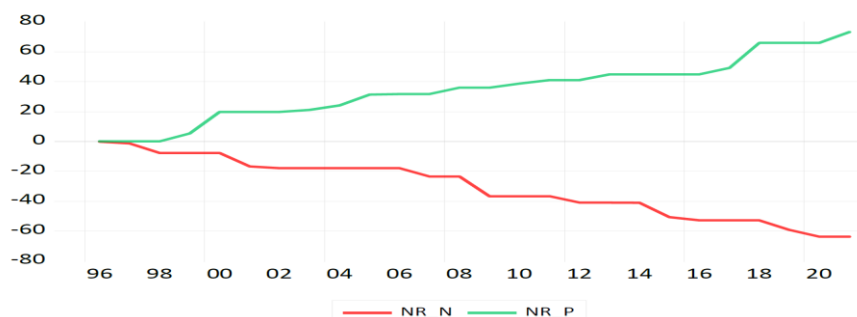


نمودار ۳: آزمون پایداری ضرایب در برآورد مدل سوم (شاخص کل توسعه مالی)

(منبع: محاسبات پژوهش)

۵-۵. تخمین مدل NARDL

نتایج حاصل از تخمین مدل با پیش فرض رابطه خطی بین متغیرها در جدول (۶) ارائه گردید. در ادامه تحقیق با فرض وجود اثر نامتقارن رانت منابع بر شاخص‌های مختلف توسعه مالی، برآورد مدل‌های تحقیق مجدداً صورت می‌پذیرد. به همین منظور و جهت تحلیل اثر نامتقارن، متغیر رانت منابع به دو سری NNR_t^+ و NNR_t^- حاصل از انباشت تغییرات مثبت و منفی رانت منابع که طی یک فرایند شرطی محاسبه شده است، تجزیه می‌شود. حاصل این تجزیه در نمودار (۴) نمایش داده شده است.



نمودار ۴: تجزیه متغیر رانت منابع

(منبع: محاسبات پژوهش)

همانند تخمین الگوی ARDL متقارن، در الگوی ARDL نامتقارن نیز از معیار شوارتز-بیزین برای تعیین وقفه بهینه استفاده شده است. سایر آزمون‌های تشخیصی قبل و بعد از تخمین و تعداد وقفه بهینه متغیرها در جدول (۴) نشان داده شده است. نتایج آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که کلیه آماره‌های محاسباتی در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. مقادیر احتمال و آماره آزمون F پسران نیز تأییدکننده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد. علاوه بر این، ضرایب برآوردی جمله تصحیح خطا نیز در هر سه مدل منفی و معنی‌دار است و با توجه به اینکه قدرمطلق اندازه این ضریب کمتر از واحد است، تأیید دیگری بر وجود رابطه بلندمدت در مدل‌های برآورد شده می‌باشد. بعد از تأیید رابطه بلندمدت بین متغیرها، تخمین رابطه کوتاه‌مدت متغیرها در مدل NARDL با استفاده از مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) انجام می‌شود. رهیافت UECM از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌کند، ولی رابطه کوتاه‌مدت را محدود نمی‌کند و اطلاعات کوتاه‌مدت و بلندمدت را از طریق جزء تصحیح خطا و مقادیر با وقفه اختلاف متغیرها در نظر می‌گیرد. این روش با روش ECM سنتی که فقط رابطه بلندمدت را در نظر می‌گرفت، متفاوت است. نتایج حاصل از برآورد الگو در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷: نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL

نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل‌های تحقیق								
متغیر وابسته: شاخص کل توسعه مالی (TFD)			متغیر وابسته: شاخص توسعه بازار سهام (FDS)			متغیر وابسته: شاخص توسعه بانکی (FDB)		
احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیر	احتمال	ضریب	متغیرها
۰.۰۵۷۱	۰.۱۲۷۶ (۱.۹۹۷۸۰)	LNTFD (-1)	۰.۰۰۰۱	۰.۱۸۲۶۴۲ (۵.۷۶۵۴)	LNFDSD (-1)	۰.۰۰۰۱	۰.۵۸۲۵۴ (۵.۲۴۵۸)	LNFDDB (-1)
۰.۰۳۹۶	۰.۰۱۵۸۹ (۳.۳۰۱۴)	IQ	۰.۷۴۲۱	۰.۰۵۴۶۷ (۰.۴۵۹۰۲)	IQ	۰.۵۸۸۴	-۰.۵۸۱۲۰۸ (-۰.۸۲۳۱۰)	IQ
۰.۰۸۵۵	-۰.۱۵۸۹ (-۱.۸۲۹۹)	LNCOR	۰.۸۱۵۴	۰.۳۹۷۵ (۰.۳۹۵۱)	LNCOR	۰.۰۳۹۰	-۰.۲۵۳۴۸ (-۲.۳۶۱۳)	LNCOR
-	-	-	۰.۰۳۴۹	-۱.۶۸۸۰ (-۲.۴۶۷۶)	LNCOR (-1)	۰.۲۵۳۹	۰.۰۷۸۵۵۱ (۱.۱۸۹۷۴)	LNCOR (-1)
۰.۴۹۸۴	۰.۰۱۶۸۰۹ (۰.۶۸۷۴۱)	LNGDP	۰.۵۵۹۴	۱.۱۹۹۰ (۰.۶۱۰۱۰)	LNGDP	۰.۰۰۱۸	۰.۵۷۸۰۸ (۳.۷۴۸۱۰۷)	LNGDP
-	-	-	-	-	-	۰.۰۲۵۷	۰.۷۱۹۸۰ (۲.۵۴۴۱۰)	LNGDP(-1)
۰.۰۰۱۰	۰.۱۸۲۳۱۹ ۳.۹۱۹۱	+LNNNR	۰.۳۰۹۸	۰.۴۸۳۰ (۱.۰۴۵۱۷)	+LNNNR	۰.۱۴۲۶	۰.۹۲۳۵ (۱.۵۵۳۶۱)	+LNNNR
۰.۲۶۷۷	-۰.۰۶۴۸۲ (-۱.۱۴۳۸)	-LNNNR	۰.۷۳۲۰	-۰.۱۶۹۷۹ (-۰.۳۴۷۸۳)	-LNNNR	۰.۰۰۰۲	-۰.۳۳۲۱۰ (-۵.۱۲۰۲۲)	-LNNNR
-	-	-	-	-	-	۰.۰۰۰۱	۰.۲۳۳۲۲ (۵.۲۸۳۸۷)	+LNNNR(-1)
-	-	-	-	-	-	۰.۹۲۶۶	-۰.۰۱۱۴۷ (-۰.۰۹۴۰۷)	LNNNR(-1)
۰.۸۱۵۳	۰.۱۷۵۲ (۰.۲۶۰)	C	۰.۵۸۲۵	۰.۵۴۶۶ (۰.۵۸۲۳)	C	۰.۶۵۴۵	۰.۰۶۹۹ ۰.۴۸۹۵	C
۰.۰۰۰۱	-۰.۳۵۶۹ (-۵.۶۷۰۳)	ضریب تصحیح خطا (ECM)	۰.۰۰۰۸	-۰.۴۲۸۶۰ (-۴.۵۶۸۳)	ضریب تصحیح خطا (ECM)	۰.۰۰۰۶	-۰.۰۲۹۲۲۵۰ (-۴.۹۸۷۶)	ضریب تصحیح خطا (ECM)
نتایج برآورد بلندمدت مدل‌های تحقیق								
احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها
۰.۸۸۴۱	۰.۰۱۷۵۱۰ (۰.۱۶۹۷۴)	C	۰.۸۸۳۹	۰.۰۱۷۴۱۰ (۰.۱۵۹۴)	C	۰.۰۳۸۳	۰.۸۱۳۱۲ (۴.۶۹۳۶)	C
۰.۰۳۳۳	۰.۳۱۵۲۷ (۳.۴۴۳۹)	IQ	۰.۰۱۲۶	-۰.۵۴۱۳۶ (۳.۲۱۳۹)	IQ	۰.۰۴۳۵	۰.۳۸۵۶۳ (۳.۴۷۵۳)	IQ
۰.۰۵۱۱	-۰.۰۴۹۹۱ (-۱.۹۵۸)	LNCOR	۰.۰۱۸۶	-۰.۳۳۹۷ (-۲.۷۱۷۶)	LNCOR	۰.۰۳۳۴	-۰.۲۷۶۹ (-۲.۴۵۴۷)	LNCOR
۰.۰۴۷۳	۰.۳۱۸۸ (۳.۰۵۴۹۰)	LNGDP	۰.۰۳۱۲	۰.۴۹۸۰ (۲.۱۴۵۲)	LNGDP	۰.۰۴۱۲	۰.۶۴۸۴۷ (۲.۰۳۴۳)	LNGDP
۰.۰۰۰۸	۰.۱۷۴۱۹ (۳.۵۷۷)	+LNNNR	۰.۲۸۹۶	۰.۸۷۲۷ (۱.۰۸۵۷۸)	+LNNNR	۰.۰۰۰۱	۰.۱۹۷۷۳ (۵.۳۳۳)	+LNNNR
۰.۲۱۴۵	-۰.۰۶۶۲۹ (-۱.۴۳۰۱)	-LNNNR	۰.۷۳۳۲	-۰.۳۱۳۹۸ (-۰.۳۷۱۷)	-LNNNR	۰.۹۵۳۵	-۰.۰۱۱۶۵۵ (-۰.۰۷۵۵۳)	-LNNNR
۰.۰۰۰۱	۱.۸۲۳۴۵	آزمون تبارن کوتاه‌مدت	۰.۰۰۰۱	۲.۱۴۳۲	آزمون تبارن کوتاه‌مدت	۰.۰۱۲	۲.۴۲۲۵	آزمون تبارن کوتاه‌مدت
۰.۰۰۰۶	۱۱.۶۷۹۳	آزمون تبارن بلندمدت	۰.۰۰۱۳	۱۰.۸۷۶۵	آزمون تبارن بلندمدت	۰.۰۰۰۱	۹.۹۸۶۵	آزمون تبارن بلندمدت

(منبع: محاسبات پژوهش)

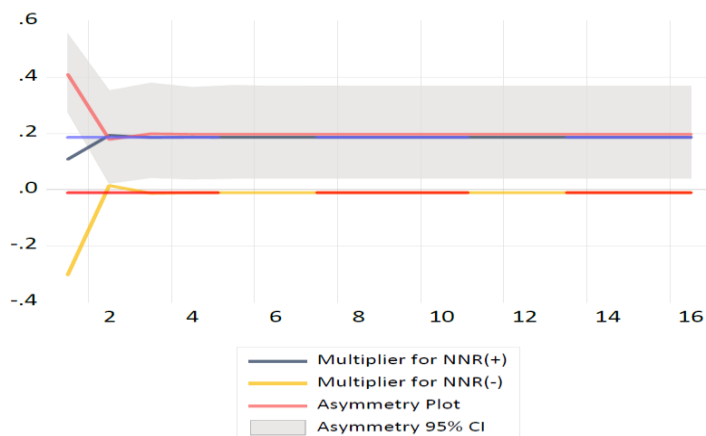
با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۷)، ضرایب برآورد شده رانت منابع در مدل شاخص توسعه بانکی در کوتاه مدت نشان دهنده این است که شوک مثبت ناشی از رانت منابع تأثیر مثبت و معنی دار بر شاخص توسعه بانکی داشته است، در حالی که شوک منفی تأثیر منفی داشته، ولی به لحاظ آماری معنی دار نیست. تأثیر مقادیر باوقفه شوک های مثبت رانت منابع نیز بر شاخص توسعه بانکی مثبت و معنی دار است. نتایج تخمین بلندمدت نیز تأییدکننده نتایج کوتاه مدت است و بیانگر تأثیر مثبت و معنی دار شوک های مثبت ناشی از منابع طبیعی بر توسعه بانکی می باشد. با توجه به تأثیر مثبت و معنی دار شوک های مثبت ناشی از رانت منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی از یک طرف و تأثیر منفی (اما بی معنی) شوک های منفی از طرف دیگر می توان نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL را تأییدکننده نتیجه به دست آمده در مدل ARDL دانست و فرضیه موهبت منابع طبیعی در بخش بانکی نیز تأیید می شود. نتایج حاصل از برآورد مدل توسعه بازار سرمایه نشان دهنده این است که هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت شوک های مثبت رانت منابع تأثیر مثبت و شوک های منفی رانت منابع تأثیر منفی بر توسعه بازار سهام دارند، اما هیچ کدام از ضرایب به دست آمده به لحاظ آماری معنی دار نیستند و بنابراین نمی توان در این مورد اظهار نظر کرد. نتایج حاصل از تخمین مدل با در نظر گرفتن شاخص کل توسعه مالی بیانگر این است که شوک مثبت رانت منابع بر توسعه کل سیستم مالی در کوتاه مدت تأثیر مثبت و معنی دار دارد، در حالی که شوک منفی تأثیر منفی داشته، ولی به لحاظ آماری معنی دار نیست. می توان این نتیجه را با نتیجه حاصل از مدل خطی ARDL نیز هم راستا دانست، ولی نمی توان فرضیه موهبت منابع بازار مالی در ایران را با قاطعیت تأیید کرد؛ زیرا در مدل خطی این فرضیه رد شده بود. با توجه به اینکه سیستم مالی در ایران بانک محور است، می توان تا حدودی این نتیجه به دست آمده را تحت تأثیر نقش غالب شاخص توسعه بانکی در شاخص کل سیستم بانکی در ایران دانست.

ضریب تصحیح خطا در هر سه مدل نیز علاوه بر تأیید مجدد رابطه بلندمدت بین متغیرها، نشان دهنده این است که سرعت تعدیل متغیرها به سمت تعادل بلندمدت در صورت وجود عدم تعادل در هر دوره به ترتیب در مدل توسعه بانکی، توسعه بازار سرمایه و توسعه کل سیستم مالی برابر با ۲۹، ۴۲ و ۳۵ درصد است.

۵ - ۵ - ۱. بررسی پایداری مدل با استفاده از ضریب پویای تجمعی (Cumulative Dynamic Multiplier)

در مدل های NARDL ضریب پویای تجمعی به منظور ارزیابی تأثیر تغییرات متغیر توضیحی بر متغیر وابسته طی زمان مورد استفاده قرار می گیرد. CDM می تواند با توجه به تغییرات مثبت یا منفی، مثبت یا منفی باشد و همچنین می تواند تأثیرات نامتقارن را اندازه گیری نماید. اگر تغییرات

مثبت X تأثیر بیشتری بر متغیر Y نسبت به تغییرات منفی داشته باشد CDM برای تعدیلات مثبت بزرگ‌تر از مقادیر منفی خواهد بود. CDM با استفاده از مجموع ضرایب باوقفه مدل NARDL محاسبه می‌شود. نتایج حاصل از ترسیم نمودارهای پویای تجمعی در مدل توسعه شاخص بانکی بیانگر این است که شوک‌های مثبت حاصل از رانت منابع تأثیر بیشتری بر شاخص توسعه بانکی طی دوره مورد بررسی داشته است.



نمودار ۵: ضریب پویای تجمعی مدل توسعه بانکی

(منبع: محاسبات پژوهش)

۶. بررسی قابلیت اطمینان مدل‌ها (Robustness check)

علاوه بر تخمین مدل ARDL و NARDL، به منظور اطمینان از نتایج به‌دست آمده در این تحقیق، مدل‌های تحقیق با استفاده از تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) جهت دستیابی به روابط بلندمدت بین متغیرها در هر مدل نیز برآورد شدند. روش DOLS با توجه به مزایای متعدّدش نسبت به سایر تخمین‌زن‌های تک معادله‌ای برتری دارد. اول اینکه، این تخمین‌زن ساده است و پارامترهای تخمین زده‌شده سازگار، بدون تورش و کارا ارائه می‌دهد. دوم، این تخمین‌زن تورش نمونه‌ای را حذف می‌کند و مسایلی مانند تورش هم‌زمان، خودهمبستگی و نرمال نبودن داده‌ها را که معمولاً در سری‌های زمانی مالی وجود دارد، در نظر می‌گیرد. سوم اینکه تخمین‌زن DOLS در رگرسیون‌هایی که متغیر وابسته تعدیل شده وجود دارد، متغیر وابسته را تبدیل کرده و تورش ضرایب برآوردی را اصلاح می‌کند (Arize et al., 2015). به منظور اطمینان از وجود رابطه بلندمدت از آزمون هم‌انباشتگی هانسن استفاده شد که بر این اساس وجود هم‌انباشتگی در تمام مدل‌ها تأیید گردید. براساس آزمون والد معنی‌داری کل ضرایب مدل نیز تأیید گردید. نتایج حاصل از تخمین DOLS نتایج تمامی مدل‌های برآوردشده قبلی را تأیید کرد.

جدول ۸: نتایج برآورد مدل‌ها به روش DOLS

نتایج برآورد بلندمدت مدل‌های تحقیق							
احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب	متغیرها	احتمال	ضریب
۰.۷۷۲۹	۰.۰۱۴۲۱۰ (۰.۱۳۸۹۶)	C	۰.۸۶۱۹	۰.۰۱۵۴۱۰ (۰.۱۳۷۴)	C	۰.۰۳۷۲	۰.۰۷۰۱۲ (۴.۴۵۳)
۰.۰۳۳۳	۰.۳۱۵۲۷ (۲.۳۳۳۹)	IQ	۰.۰۱۱۹	-۰.۵۲۸۲۷ (۳.۰۲۳۹)	IQ	۰.۰۴۴۳	-۰.۴۵۴۶۳ (۳.۵۶۹۳)
۰.۰۵۳۳	-۰.۴۸۷۰ (-۱.۹۷۸۱)	LNCOR	۰.۰۱۸۹	-۰.۳۴۷۷ (-۲.۶۱۶۵)	LNCOR	۰.۰۳۳۴	-۰.۲۷۶۹ (-۲.۳۵۵۶)
۰.۰۴۹۰	۰.۳۰۷۸ (۳.۰۵۶۰)	LNGDP	۰.۰۳۱۲	۰.۴۷۶۱ (۲.۱۸۵۶)	LNGDP	۰.۰۴۱۲	۰.۶۵۶۱۷ (۲.۰۱۳۴)
۰.۲۱۵۳	۰.۲۸۴۵ (۱.۲۱۷)	LNNNR	۰.۴۱۸۶	۰.۶۷۸۱ (۰.۸۵۷۰)	LNNNR	۰.۰۳۲۶	۰.۱۳۷۱۱ (۲.۴۴۲)
۰.۵۷۸۱	۴.۷۸۹۰	آزمون هم انباشتنی هانسن	۰.۲۳۴۶	۲.۵۶۷۸	آزمون هم انباشتنی هانسن	۰.۳۴۵۶	۳.۴۳۶
۰.۹۵	R^2		۰.۹۴	R^2		۰.۹۳	R^2
۰.۰۰۰	۸.۸۷۶۹۰	آزمون والد معنی‌داری کل مدل	۰.۰۰۰۰	۶.۹۸۷۶	آزمون والد معنی‌داری کل مدل	۰.۰۰۰۰	۴.۷۶۵۸

(منبع: محاسبات تحقیق)

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مطالعه به آزمون فرضیه نفرین منابع مالی با در نظر گرفتن سه شاخص مختلف توسعه بانکی، توسعه بازار سهام و توسعه کل سیستم مالی طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ با استفاده از داده‌های سالیانه متغیرها پرداخته شد. تمام داده‌های مورد استفاده در این تحقیق از بانک جهانی گردآوری شد و متغیرهای توسعه بانکی، توسعه بازار سهام و کیفیت نهادی با استفاده از ترکیب زیرشاخص‌های مختلف به روش PCA ایجاد شدند. تخمین اولیه رابطه بین متغیرها با استفاده از مدل ARDL انجام شد. در ادامه و به منظور بررسی ارتباط غیرخطی بین رانت منابع و شاخص‌های مختلف توسعه مالی از مدل NARDL استفاده گردید که با توجه به نتایج حاصل از برآورد این مدل و آزمون‌های تقارن، تأثیر نامتقارن رانت منابع بر شاخص‌های توسعه مالی تأیید گردید. به منظور اطمینان از درستی نتایج تحقیق، از تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) نیز به منظور برآورد مدل استفاده گردید.

براساس نتایج تجربی حاصل از تخمین مدل‌های تحقیق، فرضیه وجود نعمت منابع مالی در بخش بانکی کشور با توجه به رابطه مثبت و معنی‌دار بین توسعه بخش بانکی و فراوانی منابع طبیعی طی دوره مورد بررسی در ایران تأیید شد، ولی در مورد نفرین منابع مالی در بازار سهام با توجه به عدم معنی‌دار

بودن ضرایب نمی‌توان اظهارنظر کرد. براساس تخمین مدل NARAL و تأثیر مثبت و معنی‌دار شوک‌های مثبت ناشی از رانت منابع طبیعی بر شاخص توسعه بانکی از یک طرف و تأثیر منفی (اما بی‌معنی) شوک‌های منفی از طرف دیگر، می‌توان نتایج حاصل از تخمین مدل NARDL را تأییدکننده نتیجه به‌دست آمده در مدل ARDL دانست و فرضیه موهبت منابع طبیعی در بخش بانکی براساس این مدل را نیز با احتیاط تأیید کرد. براساس نتایج حاصل از مدل NARDL نیز با توجه به عدم معنی‌داری ضرایب متغیر رانت منابع در تخمین شاخص توسعه بازار سهام، در مورد وجود فرضیه نفرین منابع مالی در بازار سهام ایران نمی‌توان اظهارنظر کرد. براساس نتایج حاصل از تخمین NARDL در مدل شاخص کل سیستم مالی، شوک مثبت رانت منابع بر توسعه کل سیستم مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار داشته، درحالی‌که شوک منفی تأثیر منفی داشته، ولی به لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر توسعه بخش بانکی، بازار سهام و کل سیستم مالی طی دوره مورد بررسی داشته است، درحالی‌که تأثیر کیفیت نهادی بر توسعه بازار سهام منفی، ولی بر توسعه بخش بانکی و کل سیستم مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد. تأثیر فساد بر توسعه مالی نیز در تمام مدل‌ها منفی و معنی‌دار است و نشان‌دهنده نقش فساد به‌عنوان مانعی برای توسعه مالی در کشور می‌باشد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده نقش غالب سیستم بانکی در سیستم مالی ایران تأیید می‌گردد و درنتیجه توجه ویژه دولت به بازار سرمایه به‌عنوان یکی از کارآترین اجزای سیستم مالی ضروری به‌نظر می‌رسد. با توجه به نتایج به‌دست آمده به منظور مدیریت صحیح درآمد ناشی از منابع طبیعی، پیشنهاد می‌شود در گام اول جریان درآمد منابع طبیعی از بخش سنتی به بخش مدرن هدایت شود. به همین منظور به جای استفاده غیرمولد و ناکارآمد درآمد ناشی از منابع طبیعی، هدایت این منابع به سمت بخش‌های مولد جهت ایجاد فرصت‌های رشد و توسعه پیشنهاد می‌شود و دولت و سیاست‌گذاران کشور باید همکاری با بخش خصوصی را افزایش داده و با سرمایه‌گذاری بیشتر در زمینه توسعه سرمایه انسانی زمینه‌ساز توسعه مالی گردند. در همین راستا توصیه‌های سیاستی دیگر نظیر متنوع سازی خدمات و محصولات مالی و مدیریت مؤثر درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به سمت سرمایه‌گذاری مؤثر، افزایش کیفیت و اثربخشی نهادها و بازارهای مالی در راستای کارآمد نمودن مؤسسات مالی فعلی و خدمات و محصولات آن‌ها، افزایش کیفیت مؤسسات و نهادها و تمرکز بر افزایش سرمایه انسانی، ترویج آموزش‌های مالی برای خدمات و محصولات مالی و افزایش پاسخگویی و شفافیت سیستم مالی برای حمایت از سرمایه‌گذاران و افزایش رقابت نیز پیشنهاد می‌شود.

References

- Aghaei, M., Rezagholizadeh, M., & Jafari, H. (2023). Natural Resources and Stock Market Development: An Examination of Institutional Quality. *Macro Economics Research*, 10(2). doi:10.22080/iejm.2023.25755.1982. [In Persian]
- Ahmed, K., Mahalik, M. K., Shahbaz, M. (2016). Dynamics between economic growth, labor, capital and natural resource abundance in Iran: An application of the combined cointegration approach. *Resources Policy*, 49, 213–221. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.06.005>
- Ali, A., Ramakrishnan, S. (2022). Financial development and natural resources. Is there a stock market resource curse? *Resources Policy*, 75, 102457. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102457>
- Arize, A. C., Malindretos, J., & Ghosh, D. (2015). Purchasing power parity-symmetry and proportionality: Evidence from 116 countries. *International Review of Economics & Finance*, 37, 69–85. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2014.11.014>
- Asif, M., Khan, K. B., Anser, M. K., Nassani, A. A., Abro, M.M.Q. & Zaman, K. (2020). Dynamic interaction between financial development and natural resources: Evaluating the ‘Resource curse’ hypothesis. *Resources Policy*, 65, 101566. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101566>
- Auty, R. (1993). Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis. *Oxford University Press*, New York.
- Baland, J. M. & Francois, P. (2000). Rent-seeking and resource booms. *Journal of Development Economics*, 61(2), 527–542. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(00\)00067-5](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(00)00067-5)
- Baltagi, B. H., Demetriades, P. O. & Law, S. H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of Development Economics*, 89(2), 285–296. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.06.006>
- Beck, T. (2011). Finance and Oil. Is there a Resource Curse in Financial Development? *European Banking Center Discussion Paper No. 2011-004*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1769803
- Beck, T. & Poelhekke, S. (2017). Is there a natural resource curse in finance? World Bank’s All About Finance blog. <https://blogs.worldbank.org/en/allaboutfinance/there-natural-resource-curse-finance>
- Bhattacharyya, S., & Hodler, R., (2014). Do Natural Resource Revenues Hinder Financial Development? The Role of Political Institutions. *World Development*, 57, 101–113. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.12.003>
- Chaudhry, I. S., Faheem, M., Farooq, F., & Ali, S. (2021). Financial Development and Natural Resources Dynamics in Saudi Arabia: Visiting ‘Resource Curse Hypothesis’ by NARDL and Wavelet-Based Quantile-on-Quantile Approach. *Review of Economics and Development Studies*, 7(1), 101–117. DOI: 10.47067/reads.v7i1.325

- Dogan, E., Altinoz, B. & Tzeremes, P. (2020). The analysis of ‘Financial Resource Curse’ hypothesis for developed countries: Evidence from asymmetric effects with quantile regression. *Resources Policy*, 68, 101773. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101773>
- Dogan, E., Madaleno, M. & Altinoz, B. (2020). Revisiting the nexus of financialization and natural resource abundance in resource-rich countries: New empirical evidence from nine indices of financial development. *Resources Policy*, 69, 101839. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101839>.
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.08.012>
- Hussain, M., Ye, Z., Bashir, A., Chaudhry, N.I. & Zhao, Y. (2021). A nexus of natural resource rents, institutional quality, human capital, and financial development in resource-rich high-income economies. *Resources Policy*, 74, 102259. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102259>
- Jiang, C., Zhang, Y., Kamran, H.W. & Afshan, S. (2021). Understanding the dynamics of the resource curse and financial development in China? A novel evidence based on QARDL model. *Resources Policy*, 72, 102091. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102091>
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2004). The Role of Social Capital in Financial Development. *The American Economic Review*, 94(3), 526-556. <https://www.jstor.org/stable/3592941>
- Guan, J., Kirikkaleli, D., Bibi, A., & Zhang, W. (2020). Natural resources rents nexus with financial development in the presence of globalization: Is the “resource curse” exist or myth? *Resources Policy*, 66, 101641. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101641>
- Gylfason, T. & Zoega, G. (2006). Natural Resources and Economic Growth: The Role of Investment. *The World Economy*, 29(8), 1091-1115. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2006.00807.x>
- Gylfason, T. (2001). Natural resources, education, and economic development. *European Economic Review*, 45(4-6), 847–859. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00127-1](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00127-1)
- Gylfason, T., Herbertsson, T. & Zoega, G. (1999). A Mixed Blessing: Natural Resources and Economic Growth. *Macroeconomic Dynamics*, 3, 204–225
- Khan, Z., Hussain, M., Shahbaz, M., Yang, S. & Jiao, Z. (2020). Natural resource abundance, technological innovation, and human capital nexus with financial development: A case study of China. *Resources Policy*, 65, 101585. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101585>

- Khan, M. A., Gu, L., Khan, M. A., & Ol'ah, J. (2020). Natural resources and financial development: The role of institutional quality. *Journal of Multinational Financial Management*, 56, 100641. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2020.100641>
- Mahdavi Adeli, M. H., & Rouhani, M. (2019). The Impact of Natural Resource Abundance on Financial Development in Selected OPEC Oil and Gas Countries (with an Emphasis on the Multidimensional Financial Development Index in the Stock Market). *Financial Knowledge Securities Analysis (Financial Studies)*, 12(42), 71-83. [In Persian]
- Nurmakhanova, M., Elheddad, M., Alfar, A. J. K., Egbulonu, A., & Abedin, M. Z. (2023). Does natural resource curse in finance exist in Africa? Evidence from spatial techniques. *Resources Policy*, 80, 103151. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103151>
- Nathaniel, S. P. (2021). Ecological footprint and human well-being nexus: accounting for broad-based financial development, globalization, and natural resources in the Next-11 countries. *Future Business Journal*, 7(1), 1-18.
- Okada, K., & Shinkuma, T. (2022). Transparency and natural resources in sub-Saharan Africa. *Resources Policy*, 76, 102574. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102574>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. <https://www.jstor.org/stable/2678547>
- Pradhan, R. P., Arvin, M. B., Bahmani, S., Hall, J. H., & Norman, N. R. (2017). Finance and growth: Evidence from the ARF countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 66, 136-148. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2017.01.011>
- Pradhan, R. P., Arvin, M. B., Hall, J. H., & Bahmani, S. (2014). Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development, and other macroeconomic variables: The case of ASEAN countries. *Review of Financial Economics*, 23(4), 155-173. <https://doi.org/10.1016/j.rfe.2014.07.002>
- Rajan, R. G. & Zingales, L. (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 5-50. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00125-9](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00125-9)
- Svirydzenka, K. (2016). Introducing a New Broad-based Index of Financial Development. *IMF Working Paper*, No. WP/16/5. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Introducing-a-New-Broad-based-Index-of-Financial-Development-43621>

- Sachs, J.D. & Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. *European Economic Review*, 45(4–6), 827–838. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00125-8](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00125-8)
- Samargandi, N., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2014). Financial development and economic growth in an oil-rich economy: The case of Saudi Arabia. *Economic Modelling*, 43, 267–278. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.07.042>
- S. Tiba, S., & Frikha, M. (2019). The controversy of the resource curse and the environment in the SDGs background: The African context. *Resources Policy*, 62, 437–452. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.04.010>
- Pendergast, S. M., Clarke, J. A. & Van Kooten, G. C. (2011). Corruption, Development and the Curse of Natural Resources. *Canadian Journal of Political Science*, 44(2), 411–437. <https://www.jstor.org/stable/41300548>
- Shahbaz, M., Naeem, M., Ahad, M., & Tahir, I. (2018). Is natural resource abundance a stimulus for financial development in the USA? *Resources Policy*, 55, 223–232. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.12.006>
- Sun, Y., Ak, A., Serener, B. & Xiong, D. (2020). Natural resource abundance and financial development: A case study of emerging seven (E-7) economies. *Resources Policy*, 67, 101660. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101660>
- Torvik, R. (2002). Natural resources, rent seeking and welfare. *Journal of Development Economics*, 67(2), 455–470. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00195-X](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00195-X)
- Van Wijnbergen, S. (1984). The ‘Dutch Disease’: A Disease After All? *The Economic Journal*, 94, 41–55. <https://doi.org/10.2307/2232214>
- Yuxiang, K., & Chen, Z. (2011). Resource abundance and financial development: Evidence from China. *Resources Policy*, 36(1), 72–79. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2010.05.002>

Natural Resource Rent and Financial Development: Testing Financial Resource Curse Hypothesis in Iran

Majid Aghaei¹
Mahdieh Rezagholizadeh²
Mohammad Abdi Seyyedkolaee³
Rawa Mosavi⁴

Received: 2023/10/26

Accepted: 2023/12/19

Aim and Introduction

Based on empirical studies, in addition to the natural resources curse and the negative impact of natural resources income on the economic growth and development in resource-rich countries, some of these countries face various other issues. These issues include political and social problems, high levels of poverty and inequality, low levels of education, economic growth fluctuations, low institutional quality, and political instability (Sachs & Warner, 2001). In this context, one of the challenges in resource-rich countries, especially in developing countries, when compared to countries without natural resources, is the low level of financial development. Financial development has failed to play an effective role in the economic growth of these countries (Albadawi and Soto, 2012; Gelb, 2010; Samargandi et al., 2014; Frenkel, 2012). On the other hand, considering studies such as those by Pendergas et al., (2011), in most resource-rich countries that have managed to overcome the resource curse, a reasonable level of financial development is observed. Therefore, the first question that arises is whether there is a relationship between financial development and the abundance of natural resources in these countries. Given the role of the financial system in the optimal allocation of resources, what impact will the financial system have on the abundance of natural resources in resource-rich countries?

Iran is a country abundant in oil resources that has struggled to overcome the challenges and obstacles on the path to development, such as unemployment and economic growth fluctuations. Issues related to natural resources still persist in this country. Given the importance of the relationship between the financial sector and the abundance of natural resources for necessary policymaking on the path to economic growth and development, this study aims to examine and investigate the relationship between the abundance of natural resources and financial development in Iran using various financial development indicators and different econometric methods.

Methodology

In order to investigate and empirically analyze the long-term and short-term dynamic relationship between variables, this research employs the Autoregressive

-
1. Associate Professor of Financial Economics at University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: m.aghaei@umz.ac.ir
 2. Associate Professor of Financial Economics at University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. E-mail: m.gholizadeh@umz.ac.ir
 3. Associate Professor of Economics at University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. E-mail: m.abdi.sk@umz.ac.ir
 4. Ph.D. Student of Financial Economics at University of Mazandaran, Mazandaran, Iran. E-mail: rawaa.yaha@uomisan.edu.iq

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

The ARDL model estimates the short-term and long-term linear relationship between variables and cannot estimate non-linear relationships between the variables. Therefore, in this study, considering the possibility of a non-linear and asymmetric relationship between resource rents and financial development, the non-linear ARDL model, developed by Shin et al. in 2014, was employed to estimate the model. The NARDL model is a specific form of the ARDL model developed by Pesaran et al., (2001). It allows for the investigation of asymmetry in the long-term and short-term relationships between variables. The advantage of the NARDL method over other cointegration techniques is its superior performance in models with limited observations. Furthermore, this approach is applicable when the explanatory variables in the model are endogenous (Alam and Quazy, 2003).

Findings

Results indicate that impact of natural resource abundance on the banking development index is not significant in the short term, while the lagged values of natural resources have a positive and significant impact on the banking development index in Iran. Considering the long-term estimation of the model, it can be concluded that the effect of natural resource abundance or, in other words, resource rents on banking sector development in Iran is positive and significant. Based on this result, the hypothesis of resource curse in the banking sector during the examined period in Iran is confirmed. Beck (2011) found that in natural resources rich countries, banks have better capitalization and profitability, but they provide fewer credits to the private sector and have less inclination towards financial development. Therefore, it appears that due to the bank-oriented nature of the financial system in Iran and the substantial injection of oil resources into banks, it has managed to foster the development of this sector.

The results of estimating the stock market development model indicate that natural resource abundance has a positive impact on stock market development in both the short and long terms, although it is not statistically significant. Therefore, it is not possible to make a clear statement about the presence or absence of the resource curse in the stock market. Based on studies like Asif et al. (2020) and Ali et al. (2022), the inclusion of various companies related to natural resources in the stock market can help finance these companies in their high-cost extraction and refining operations. Consequently, it can create various job opportunities and boost economic activities, leading to economic growth and development.

Therefore, income derived from natural resources through an efficient stock market can contribute to economic growth.

The impact of natural resource abundance on the overall financial development index in the long term is positive but not statistically significant. Therefore, the hypothesis of the resource curse in Iran is not confirmed. Considering that the Iranian financial system is influenced by the banking system, and resource rents have been confirmed in the banking sector, this result can be justified as indicative of the greater flow of oil revenues into the Iranian banking system. However, this result may also indicate the dominant role of the government in the allocation of natural resource revenues and the weakness of the private sector and the capital market in the proper allocation of these revenues. The results of estimating the overall financial development index, which is obtained by combining stock market development and banking development, highlight the importance of financial integration and the utilization of the entire financial system's capacity to transform resource rents into a resource blessing.

Discussion and Conclusion

Based on the empirical results, the hypothesis of the presence of resource curse in the banking sector in Iran was confirmed, given the significant positive relationship between banking sector development and natural resource abundance during the study period. However, regarding the resource curse in the stock market, it is not possible to make a clear statement due to the insignificance of the coefficients.

According to the estimation of the NARDL model and the significant positive impact of positive shocks from natural resource rents on the banking development index on one hand, and the negative (although insignificant) impact of negative shocks on the other hand, the results of the NARDL model can be seen as confirming the findings of the ARDL model. Therefore, the hypothesis of resource blessing in the banking sector is cautiously confirmed based on this model.

In the case of the stock market, the NARDL results also do not provide conclusive evidence regarding the hypothesis of a resource curse in Iran's stock market due to the insignificance of the coefficients related to resource rents in the estimation of the stock market development index.

The results of the NARDL estimation in the overall financial development index model indicate that positive shocks from resource rents have a significant positive impact on the overall financial development, while negative shocks have a negative impact, although they are not statistically significant. Considering these results, the dominant role of the banking system in Iran's financial system is confirmed, and thus, special attention from the government to the capital market as one of the most effective components of the financial system seems necessary.

Keywords: Autoregressive Distributed Lag (ARDL), Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL), Financial Resource Curse, Financial Development, Resource Rents

JEL Classification: G1, E44, P48, C32

حساسیت اضافی و توسعه مالی: مطالعه موردی

خانوارها در ایران

امینه محمودزاده^۱

کامیاب رجبی زاده^۲

مجید عینیان^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۸/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۷/۱۷

چکیده

برخلاف پیش‌بینی فرضیه درآمد دائمی، مطالعات تجربی نشان می‌دهند تغییرات درآمد می‌توانند تغییرات مصرف را پیش‌بینی کنند. این پدیده را حساسیت اضافی مصرف می‌نامند. یکی از دلایل بروز این پدیده وجود محدودیت نقدینگی برای برخی از خانوارها است. با استفاده از داده خرد خانوارهای ایرانی این موضوع را بررسی کردیم و نشان دادیم که مصرف خانوارهای ایرانی نسبت به تغییرات درآمد حساس بوده (حساسیت اضافی مصرف) به‌طوری‌که تغییر ۱۰ درصدی در درآمد انتظاری خانوار، موجب تغییر ۲,۶۶ درصدی مصرف بی‌دوام می‌شود. همچنین مشاهده می‌شود که بهبود دسترسی خانوارها به اعتبار، باعث بهبود توانایی هموارسازی مصرف می‌شود. با تعریف شاخص‌های توسعه مالی نشان دادیم که بهبود ۱۰ درصدی در میانگین وزنی مبلغ وام دریافتی و نسبت وام به درآمد به‌ترتیب باعث کاهش ۱۲,۵ درصدی و ۱۳ درصدی ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود، همچنین بهبود ۱۰ درصدی در میانگین تعداد وام‌های دریافتی خانوارها باعث کاهش ۲۰,۵ درصدی در ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود.

واژگان کلیدی: حساسیت اضافی مصرف، شمول مالی، محدودیت نقدینگی، هموارسازی مصرف

طبقه‌بندی JEL: C55, D12, D14, E21, G50

۱. استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
mahmoodzadeh@sharif.edu

۲. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف، تهران، ایران
kamyab.rajabizadedarzini@gsme.sharif.edu

۳. پژوهشگر پسادکتری، دپارتمان فایننس، دانشکده کسب و کار، دانشگاه آلتو، فنلاند
majid.einian@aalto.fi

۱. مقدمه

معادله اوایلر که از بهینه‌یابی رفتار مصرف‌کننده حاصل می‌شود، بیان می‌کند افراد به دنبال هموارسازی مصرف بین دوره‌ای خود بوده و در مواجهه با تغییرات قابل‌انتظار درآمد یا شوک‌های موقت درآمدی، با استفاده از پس‌انداز یا قرض گرفتن از بازار اعتبار، مطلوبیت نهایی خود را ثابت نگه می‌دارند (فرضیه درآمد دائمی). شواهد اولیه تجربی نشان داد مصرف به تغییرات درآمدی (قابل‌انتظار یا موقت) واکنش نشان می‌دهد (رد فرضیه درآمد دائمی) که آن را حساسیت اضافی مصرف^۱ می‌نامند (هال، ۱۹۷۸). با این حال برخی از پژوهش‌های بعدی ایراداتی را متوجه روش تخمین کردند (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵؛ جاپلی و پیستافری، ۲۰۰۰). ایرادات وارده را می‌توان به چهار دسته تقسیم کرد: ۱. استفاده از داده کلان (منکیو و کمپبل، ۱۹۸۹)؛ ۲. لحاظ نکردن از پارامتر استراحت در تابع مطلوبیت (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵)؛ ۳. توجه نکردن به انگیزه پس‌انداز احتیاطی (کارول و همکاران، ۱۹۹۲) و ۴. تغییر ترکیب مصرف دوره بازنشستگی (آگیلا و همکاران، ۲۰۰۸).

ادبیات نشان می‌دهد نقض کامل بودن بازار اعتبار یا محدودیت نقدینگی، منجر به واکنش مصرف به تغییرات موقت یا قابل‌انتظار درآمدی می‌شود (زلدس، ۱۹۸۹؛ عینیان و نیلی، ۲۰۱۹؛ گارسیا و همکاران، ۱۹۹۷)، لذا وجود حساسیت اضافی مصرف دلیلی بر رد فرضیه درآمد دائمی نیست. ژانگ و همکاران^{۱۱} (۲۰۲۰) اثر بهبود فراگیری مالی دیجیتال بر هموارسازی مصرف را مثبت ارزیابی می‌کنند؛ گرتلر و همکاران^{۱۲} (۲۰۰۹) نشان می‌دهند برنامه‌های تأمین مالی خرد سبب بهبود توانایی هموارسازی خانوارها می‌شود؛ سامویل و وندوال^{۱۳} (۲۰۲۳) نیز نشان می‌دهند افزایش دسترسی به حساب بانکی باعث کاهش واکنش مصرف به تغییرات درآمدی می‌شود.

در این پژوهش ضریب واکنش مصرف به تغییرات قابل‌انتظار درآمدی (ضریب حساسیت اضافی مصرف) را با استفاده از روش Panel-IV مشابه زلدس (۱۹۸۹) تخمین می‌زنیم، سپس با استفاده از

-
1. Excess sensitivity of consumption
 2. Hall (1978)
 3. Attanasio & Weber (1995)
 4. Jappelli & Pistaferri (2000)
 5. Mankew & Campbell (1989)
 6. Carroll et al. (1992)
 7. Aguila et al. (2008)
 8. Zeldes (1989)
 9. Einian & Nili (2019)
 10. Garcia et al. (1997)
 11. Zhang et al. (2020)
 12. Gertler et al. (2009)
 13. Somville & Vandewalle (2023)

دو شاخص توسعه مالی، یعنی دسترسی^۱ و عمق مالی^۲، اثر تغییر در هریک از این متغیرها بر ضریب حساسیت اضافی را برآورد می‌کنیم. اهمیت این بررسی بدین جهت است که اقتصاد ایران طی نیمه دوم دهه هفتاد تا اواخر دهه هشتاد شاهد دو دوره توسعه و افول مالی بوده؛ داده‌ها نشان می‌دهند نسبت مانده بدهی بخش غیردولتی به تولید ناخالص داخلی اسمی از ۲۴ درصد در سال ۱۳۷۶ به ۵۶ درصد در سال ۱۳۸۶ افزایش یافته، به تعبیر دیگر عمق مالی به‌عنوان یکی از ابعاد توسعه مالی بهبود پیدا کرده، اما پس از این سال افول مالی اتفاق افتاده است (محمودزاده، نجفی و عینیان، ۲۰۱۹).

داده مورد استفاده از پرسش‌نامه هزینه-درآمد خانوار که توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود برای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹ استخراج شده است. این داده شامل برخی اطلاعات مالی خانوارها مانند مبلغ و تعداد وام دریافتی است، همچنین اطلاعات مربوط به وضعیت شغلی خانوارها نیز ثبت می‌شود که در تخمین مدنظر حائز اهمیت است. این داده به‌صورت مقطعی^۳ منتشر می‌شود، لذا امکان استفاده مستقیم آن جهت تخمین معادله اوایلر وجود ندارد، به همین دلیل داده را به شبه-پانل^۴ تبدیل می‌کنیم. استفاده از داده شبه-پانل نسبت به داده پانل دارای مزیت‌هایی است: ۱. میانگین‌گیری افراد در سطح یک دسته باعث حذف خطای اندازه‌گیری فردی قابل جمع^۵ می‌شود؛ ۲. بعد زمانی داده‌های پنل جهت مشاهده هر فرد کوتاه است، لذا باعث ایجاد خطا در تخمین می‌شود (هایاشی^۶، ۱۹۸۵).

پژوهش‌های متعددی ضریب حساسیت اضافی را تخمین زده‌اند، آورده پژوهش حاضر استفاده از اطلاعات مالی خانوارها در قالب تعداد و مبلغ وام جهت بررسی تغییرات ضریب حساسیت اضافی مصرف در اقتصاد ایران است. پژوهش‌هایی که در این حوزه برای اقتصاد ایران انجام شده تنها به تخمین ضریب حساسیت اضافی پرداخته و اثر توسعه مالی بر هموارسازی مصرف را بررسی نکرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد ضریب حساسیت اضافی مصرف برای خانوارهای ایرانی برابر با ۰,۲۶۶ است. این نتیجه را می‌توان به محدودیت نقدینگی خانوارها مربوط دانست (جاپلی و پیستافری^۷، ۲۰۱۱). محدودیت نقدینگی می‌تواند به‌صورت محدودیت در مقدار قرض‌گیری یا بالا بودن قیمت (نرخ بهره) رخ دهد به‌صورتی که تصمیم بهینه افراد عدم قرض‌گیری باشد. بررسی اثرات توسعه مالی که نشانگر تحولات در محدودیت نقدینگی خانوارها است، نشان‌دهنده وجود رابطه منفی و معنادار میان بهبود عمق و دسترسی مالی خانوارها و کاهش ضریب حساسیت اضافی مصرف است. نتایج نشان می‌دهد که بهبود ۱۰ درصدی در میانگین وزنی مبلغ وام دریافتی و نسبت وام به درآمد (شاخص‌های عمق مالی) به ترتیب باعث کاهش ۱۲,۵ درصدی و ۱۳ درصدی در ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود.

1. Access
2. Depth
3. Cross-section
4. Pseudo-panel
5. Additive idiosyncratic measurement error
6. Hayashi (1985)
7. Jappelli & Pistaferri (2011)

همچنین بهبود ۱۰ درصدی در میانگین تعداد وام‌های دریافتی خانوارها (شاخص دسترسی مالی) باعث کاهش ۲۰,۵ درصدی در ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود.

در ادامه مقاله ابتدا در بخش (۲) به معرفی مدل نظری مصرف می‌پردازیم. در بخش (۳) داده پژوهش را بررسی کرده و تحولات مصرف، درآمد، دسترسی و عمق مالی در سطح خانوارها را نشان می‌دهیم. در بخش (۴) روش شناسایی را معرفی و در بخش (۵) نتایج را بررسی می‌کنیم، در بخش (۶) نیز آزمون‌های پایداری را معرفی و در پایان و در بخش (۷) نیز نتایج به دست آمده را جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌کنیم.

۲. مبانی نظری

۲-۱. آزمون حساسیت اضافی مصرف

مدل رایج آزمون حساسیت اضافی مصرف در داده پانل آن است که (جاپلی و پیستافری، ۲۰۱۰):

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \beta E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

i اندیس خانوارها و t اندیس زمان می‌باشد. $C_{i,t+1}$ مصرف بی‌دوام (شامل مخارج کالاها و خدمات بی‌دوام)، $E_{i,t}$ عملگر انتظارت، $Y_{i,t+1}$ درآمد خانوار و $\epsilon_{i,t+1}$ خطای پیش‌بینی بوده که شامل شوک‌های کلان و ویژه^۱ است. معادله یک با لگاریتم-خطی‌سازی معادله اوپلر حاصل از حل مسئله بهینه‌یابی بین دوره‌ای با ترجیحات ایزوالاستیک^۲ به دست می‌آید. طبق پیش‌بینی فرضیه درآمد دائمی انتظار داریم ضریب β تفاوت معناداری با صفر نداشته باشد، زیرا خانوارها تغییرات مورد انتظار درآمد خود در دوره $t+1$ را در دوره t مشاهده کرده و بلافاصله مسیر بهینه مصرف خود را اصلاح می‌کنند. در رابطه ۱ فرض برابری نرخ بهره و نرخ ترجیحات زمانی را اعمال می‌کنیم.

در حالی که مدل نظری مصرف بین دوره‌ای برای هر فرد نوشته می‌شود، داده‌های مصرف و درآمد در سطح خانوار جمع‌آوری می‌شود. لذا مطلوبیت خانوارها در طول زمان تحت تأثیر تحولات جمعیتی خانوار و همچنین تصمیم خانوار برای انتخاب بین عرضه نیروی کار و استراحت قرار می‌گیرد. به همین دلیل تابع مطلوبیت خانوار را به صورت زیر اصلاح می‌کنیم (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵):

$$U_{i,t} = U(C_{i,t})\varphi(Z_{i,t}, \theta)$$

در این تابع، پارامتر $\varphi(Z_{i,t}, \theta)$ متغیرهای جمعیتی و رفتار عرضه نیروی کار خانوارها را نشان می‌دهد. تغییرات این پارامتر معادل است با نرخ تنزیل زمانی^۳. حال اگر این پارامتر را به صورت $\varphi(Z_{i,t}, \theta) = \exp(\theta Z_{i,t})$ در نظر بگیریم می‌توانیم عبارت $\theta \Delta Z_{i,t}$ را وارد معادله اوپلر لگاریتم-خطی‌سازی شده نماییم. حال معادله آزمون حساسیت اضافی مصرف با احتساب تحولات بازار کار و

1. Idiosyncratic shocks

2. Isoelastic

3. Time-varying rate of discount

تغییرات جمعیتی خانوار به صورت زیر نوشته می شود (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵؛ جاپلی و پیستافری، ۲۰۰۰):

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \beta E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1} + \theta \Delta Z_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

در رابطه (۲) متغیر $Z_{i,t+1}$ اثرات جمعیتی و تحولات بازار کار را کنترل می کند. می دانیم رشد قابل انتظار درآمد ($E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1}$) قابل مشاهده نیست، با این حال هر متغیر تصادفی را می توانیم به صورت حاصل جمع مقدار قابل انتظار آن و تغییرات تصادفی اش بنویسیم:

$$\Delta Y_{i,t+1} = E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1} + \vartheta_{i,t+1} \quad (3)$$

معادله (۲) را به صورت زیر بازنویسی می کنیم:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{i,t+1} + \theta \Delta Z_{i,t+1} + \epsilon_{i,t+1} \quad (4)$$

از آنجا که $\Delta \ln Y_{i,t+1}$ با $\epsilon_{i,t+1}$ همبستگی دارد، لذا جهت تخمین ضریب β باید از متغیر ابزاری استفاده کنیم. در مطالعات متعددی از تأخیر متغیرها مانند $\Delta \ln Y_{i,t}$ به عنوان متغیر ابزاری استفاده می شود (منکیو و کمپبل، ۱۹۸۹؛ زلدس، ۱۹۸۹؛ آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵). با استفاده از تعریف انتظارات عقلایی می دانیم این ابزار با عبارت خطا ($\epsilon_{i,t+1}$) ناهمبسته است، زیرا $E_{i,t} \vartheta_{i,t+1} = 0$ است؛ علاوه بر این تا زمانی که درآمد از فرآیند گام تصادفی تبعیت نکند، این ابزار با متغیر درون زای مدل همبستگی دارد (جاپلی و پیستافری، ۲۰۱۷)، لذا می توان استنباط کرد که رشد درآمد دوره های گذشته می تواند متغیر ابزاری مناسبی جهت تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف باشد.

۲-۲. مدل شبه-پانل

مطالعات اولیه این حوزه با استفاده از داده کلان ضریب حساسیت اضافی مصرف را تخمین می زدند. آتاناسیو و وبر (۱۹۹۳) نشان می دهند استفاده از داده کلان باعث ایجاد خطای تجمع می شود، زیرا استفاده از داده کلان در معادله اوایلر با ترجیحات ایزوالاستیک، به معنای استفاده از لگاریتم میانگین است که با میانگین لگاریتم که از داده خرد به دست می آید برابر نیست، در نتیجه استفاده از داده خرد ارجحیت دارد. داده پانل سطح خانوار برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه جمع آوری نمی شود، با این حال می توان از داده های مقطعی که به صورت سالانه جمع آوری می شوند استفاده کرد و داده شبه-پانل ساخت (دیتون، ۱۹۸۵). مدل پانل استاندارد به صورت زیر است:

$$y_{it} = x_{it} \beta + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

که در آن α_i اثر ثابت افراد و i اندیس هر فرد و t اندیس زمان است.

1. Lagged variables
2. Attanasio & Weber (1993)
3. Aggregation bias
4. Repeated cross-section
5. Deaton (1985)

برای ساخت مدل شبه-پانل به دنبال محاسبه امید ریاضی متغیر مورد علاقه در سطح گروه-۱- زمان هستیم. گروه یک ویژگی منحصر به فرد مانند سال تولد یا سطح تحصیلی است که میانگین متغیرهای توضیحی را در سطح آن گروه محاسبه می‌کنیم.

$$y_{ct}^* = E(y_{it} | i \in c, t) \quad (6)$$

$$y_{ct}^* = x_{ct}^* \beta + \alpha_{ct}^* + \varepsilon_{ct}^* \quad (7)$$

$$c = 1, \dots, C \quad t = 1, \dots, T$$

C اندیس هر گروه و t اندیس زمان است. به دلیل آنکه مشاهدات هر گروه مشخص در طول زمان تغییر می‌کند، مقدار متوسط اثرات ثابت هر گروه ($\bar{\alpha}_{ct}$) نیز در طول زمان متغیر است. همچنین امکان بروز خطای اندازه‌گیری مدل نیز وجود دارد. وربیک و نیجمان (۱۹۹۳) با استفاده از شبیه‌سازی نشان می‌دهند اگر تعداد مشاهدات درون هر گروه بزرگ‌تر از ۱۰۰ باشد، فرض ثابت بودن متوسط اثرات ثابت هر گروه در طول زمان به میزان خوبی برقرار است؛ دورکس (۲۰۰۷) این تعداد مشاهدات را ۲۰۰۰ مشاهده برآورد می‌کند. در صورت برقراری این شرایط خطای اندازه‌گیری متغیرهای مستقل و وابسته نیز قابل چشم‌پوشی است؛ چراکه میانگین‌گیری در سطح هر گروه باعث کاهش اثر خطای اندازه‌گیری می‌شود، بنابراین جهت تخمین مدل شبه-پنل می‌توان از روش‌های رایج در مدل‌های پنل خطی اثر ثابت استفاده کرد (وربیک، ۲۰۰۸).

برای تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف با استفاده از داده شبه-پانل، معادله ۴ به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta \ln C_{c,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{c,t+1} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \quad (8)$$

C نشانگر اندیس هر گروه و t اندیس زمان است؛ سایر متغیرها مشابه معادله ۴ تعریف می‌شوند.

۲-۳. توسعه مالی و محدودیت نقدینگی

نقض فرض کامل بودن بازار اعتبار از دلایل اصلی مشاهده حساسیت اضافی مصرف است. جاپلی و پاگانوه (۱۹۸۹) نشان می‌دهند کشورهای با سطح پایین‌تر نسبت بدهی به مصرف دارای ضریب حساسیت اضافی مصرف بزرگ‌تری هستند. چو و ری (۲۰۱۷) نشان می‌دهند توسعه مالی دهه ۹۰ میلادی که منجر به دسترسی آسان‌تر خانوارها به اعتبار شده، باعث کاهش حساسیت اضافی مصرف در بسیاری از کشورها شده است. همچنین نشان می‌دهند کاهش بدهی خانوارها در پی بحران مالی ۲۰۰۸ باعث افزایش حساسیت اضافی مصرف خانوارها شده است. عینیان و نیلی (۲۰۱۹) نیز تفاوت

1. Cohort
2. Verbeek & Nijman (1992, 1993)
3. Devereux (2007)
4. Verbeek (2008)
5. Jappelli & Pagano (1989)
6. Cho & Rhee (2017)

در دسترسی خانوارها به اعتبار را مهم‌ترین علت بالاتر بودن حساسیت اضافی مصرف خانوارهای شاغل در بخش خصوصی نسبت به کارکنان بخش دولتی می‌دانند.

بلاندل، پیستافری و پرستون^۱ (۲۰۰۸) در مقاله بسیار مهمی نشان می‌دهند به‌جز خانوارهای فقیر، سایر خانوارهای آمریکایی قابلیت هموارسازی شوک‌های موقت درآمدی را دارند. پارکر^۲ و همکاران (۲۰۲۲) نشان می‌دهند در پاسخ به کمک مالی دوره کرونا در اقتصاد آمریکا، خانوارهایی که ثروت نقدشونده کمتری داشتند در پاسخ به شوک درآمدی کرونا، مخارج خود را بیشتر افزایش داده‌اند. حسینی^۳ (۲۰۲۰) نشان می‌دهد در پاسخ به وام‌های اضطراری دوره کرونا به خانوارهای ایرانی، استان‌های فقیر افزایش مخارج بیشتری را تجربه کرده‌اند و علت آن را می‌توان در محدودتر بودن دسترسی خانوارهای این استان‌ها به اعتبار و همچنین کمتر بودن ثروت سیال آن‌ها دانست.

حال برای تخمین اثر توسعه مالی در قالب دسترسی و عمق مالی خانوارها بر ضریب حساسیت اضافی مصرف زیر را تخمین می‌زنیم:

$$\Delta \ln C_{c,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{c,t+1} + \alpha \Delta \ln Y_{c,t+1} \times fin_{c,t+1} + \gamma fin_{c,t+1} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \quad (9)$$

در این تصریح C اندیس هر گروه و t اندیس زمان است. $C_{i,t+1}$ مصرف بی‌دوام (شامل مخارج کالاها و خدمات بی‌دوام)، $Y_{i,t+1}$ درآمد خانوار، متغیر $fin_{c,t+1}$ شاخص توسعه مالی است که در قالب دسترسی و عمق مالی به‌صورت جداگانه وارد تصریح می‌شود و $Z_{i,t+1}$ نیز اثرات جمعیتی و تحولات بازار کار را کنترل می‌کند.

۳. داده

۳-۱. داده شبه-پانل

داده مورد استفاده در این پژوهش از پرسش‌نامه هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی که هرساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود استخراج شده است. این داده قابلیت استخراج به‌صورت پانل را نداشته و تنها می‌توان سری زمانی داده مقطعی را از آن استخراج کرد. داده مورد استفاده بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹ را شامل می‌شود. با استفاده از این داده اطلاعات مربوط به سطح مصرف بی‌دوام، درآمد، مبلغ و تعداد وام دریافتی خانوار و سایر ویژگی‌های خانوار قابل استخراج است.

جدول ۱: میانگین اندازه سلول گروه‌های سنی (بر حسب سال تولد)

در طول بازه زمانی ۱۳۸۳-۱۳۹۹

گروه‌های سنی	۱۷-۱۸	۱۹-۲۰	۲۱-۲۴	۲۵-۲۹	۳۰-۳۴	۳۵-۳۹	۴۰-۴۴	۴۵-۴۹	۵۰-۵۴	۵۵-۵۹	۶۰-۶۴	۶۵-۶۹	۷۰-۷۴	۷۵-۷۹
میانگین اندازه سلول	۷۷۸	۲۰۷۳	۳۱۱۷	۳۹۰۱	۴۲۹۵	۴۱۵۵	۳۹۴۸	۳۶۰۱	۲۷۶۷	۱۹۵۸	۱۴۰۴	۵۶۰		

(منبع: محاسبات تحقیق از داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹)

1. Blundell, Pistaferri & Preston (2008)
2. Parker et al. (2022)
3. Hoseini (2020)

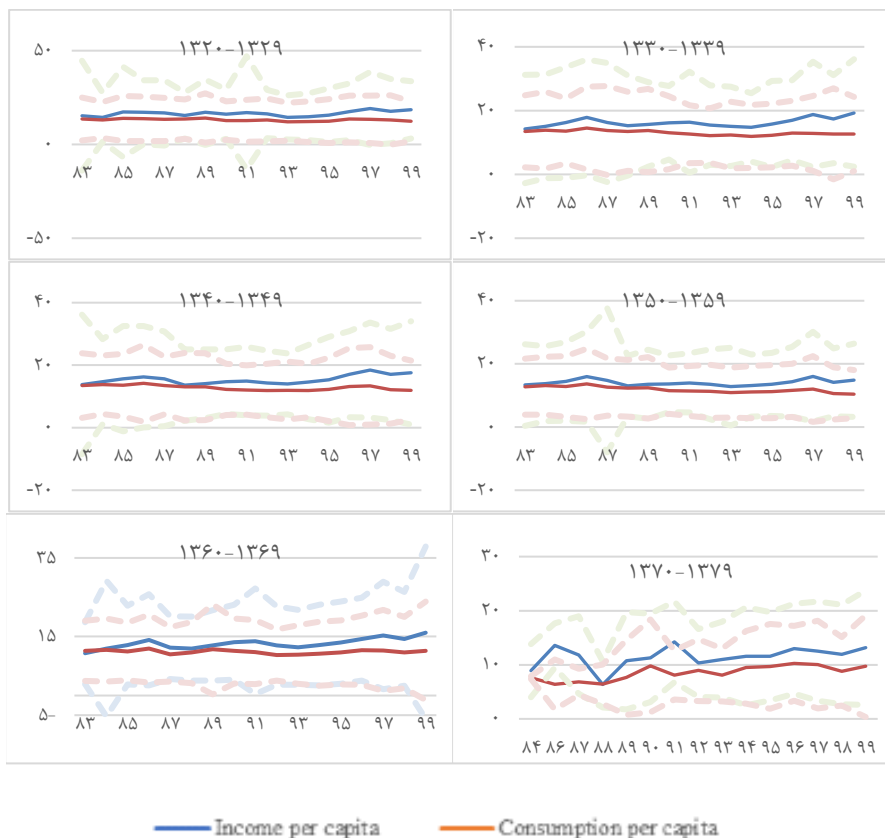
۳-۲. شواهد وجود حساسیت مصرف در اقتصاد ایران

کارول و سامرز^۱ (۱۹۸۹) نشان می‌دهند پروفایل مصرف سرانه و درآمد سرانه در طول زمان یکدیگر را دنبال می‌کنند. این پروفایل برای بسیاری از کشورها به صورت U-معکوس است، به عبارت دیگر در ابتدای چرخه زندگی خانوار، هر دو متغیر افزایش یافته و چند سال قبل از بازنشستگی به نقطه اوج می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد؛ کاهش مصرف در دوره بازنشستگی به دلیل تغییر در ترکیب مصرف صورت می‌گیرد (آگیلا و همکاران، ۲۰۰۸). شکل (۱) میانگین وزنی مصرف و درآمد سرانه معادل حقیقی به همراه یک انحراف معیار بالاتر و پایین‌تر از میانگین‌ها را برای خانوارهای ایرانی نمایش می‌دهد. مشاهده می‌شود مصرف و درآمد سرانه تا حد زیادی در طول زمان یکدیگر را دنبال می‌کنند، با این حال همان‌طور که انتظار می‌رود محدوده نوسانات مصرف از درآمد کمتر است؛ شواهد اولیه مشاهداتی خلاف پیش‌بینی فرضیه درآمد دائمی را نشان می‌دهند.

۳-۳. شاخص‌های توسعه مالی

برای ساخت شاخص‌های توسعه مالی از اطلاعات مالی خانوارها مندرج در پرسش‌نامه هزینه-درآمد استفاده می‌کنیم. این اطلاعات شامل مبلغ و تعداد وام دریافتی خانوار است. داده مبلغ وام از سال ۱۳۸۷ جمع‌آوری می‌شود، با این حال داده تعداد وام دریافتی از سال ۱۳۸۳ قابل استخراج است. همان‌طور که در شکل (۲) مشاهده می‌شود تا سال ۱۳۸۹، درصد خانوارهای دریافت‌کننده اعتبار رو به افزایش بوده، اما پس از این سال با کاهش شدید دسترسی خانوارها به اعتبار روبه‌رو هستیم. نسبت تسهیلات شبکه بانکی به تولید ناخالص داخلی نیز با روند مشاهده‌شده در داده خرد همخوانی دارد، به‌طوری که روند کاهشی این نسبت از سال ۱۳۸۶ آغاز می‌شود. شاخص دسترسی مالی به‌صورت میانگین وزنی مجموع تعداد وام‌های دریافتی خانوارها تعریف می‌شود (سامویل و وندوال، ۲۰۲۳). شاخص عمق مالی نیز به دو شکل قابل تعریف است: ۱. میانگین وزنی مبلغ وام‌های دریافتی خانوار ۲. میانگین وزنی نسبت مبلغ وام به درآمد خانوار.

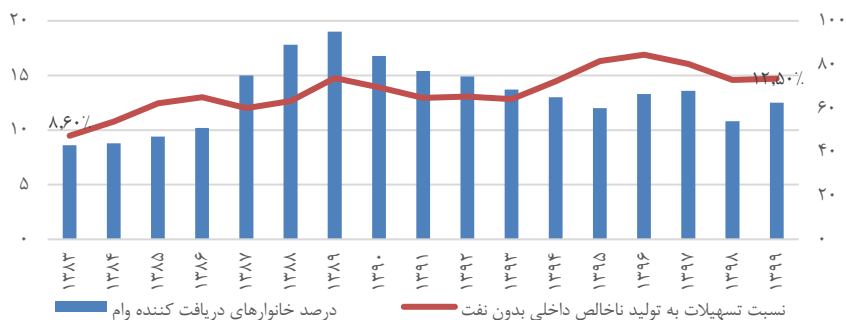
شکل (۳) سری زمانی شاخص دسترسی مالی به تفکیک گروه‌های سنی ۱۰ ساله را نشان می‌دهد. برای تمامی گروه‌های سنی، دسترسی مالی تا سال ۱۳۸۹ روندی فزاینده دارد، به‌گونه‌ای که در این سال هر خانوار به صورت میانگین ۰٫۱۹ وام دریافت کرده است، اما پس از سال ۱۳۸۹ این روند کاهشی می‌شود؛ الگوی مشاهده‌شده برای تمامی گروه‌های سنی به‌صورت مشابهی تکرار می‌شود.



شکل ۱: میانگین وزنی مصرف و درآمد سرانه حقیقی به همراه یک انحراف معیار بالاتر و پایین‌تر از میانگین‌ها

* خط چین: هم‌حرکتی مصرف و درآمد سرانه و بالاتر بودن نوسانات درآمد از نوسانات مصرف (منبع: محاسبات تحقیق از داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹)

شکل‌های (۴) و (۵) شاخص‌های عمق مالی، یعنی نسبت وام به درآمد و میانگین وزنی مبلغ وام‌های دریافتی توسط خانوار به تفکیک گروه‌های سنی را نشان می‌دهند. طبق این شاخص‌ها، پس از سال ۱۳۸۹ شاهد کاهش عمق مالی خانوارها در میان تمامی گروه‌های سنی می‌باشیم که مشابه روند مشاهده‌شده در شکل (۳) است. نکته قابل‌توجه شروع افول مالی خانوارها از سال ۱۳۸۹ است. محمودزاده، نجفی و عینیان، ۲۰۱۹، نشان می‌دهند توسعه مالی در سیستم بانکی کشور پس از رشدی ۱۰ ساله، در سال ۱۳۸۶ متوقف می‌شود (افول مالی).

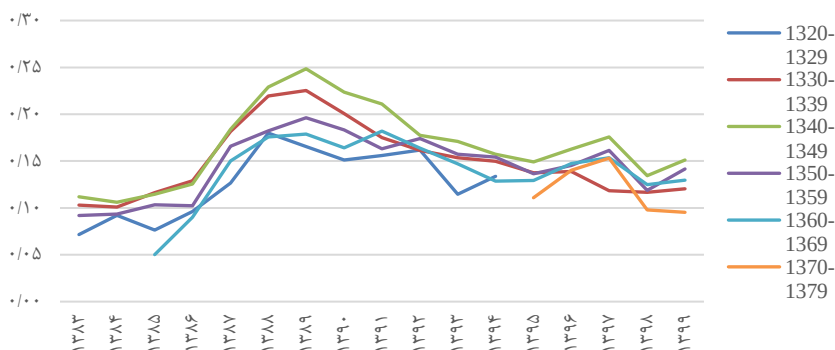


شکل ۲: نسبت تسهیلات به تولید ناخالص داخلی بدون نفت (محور راست) و

خانوارهای دریافت کننده وام از کل خانوارها (محور چپ)

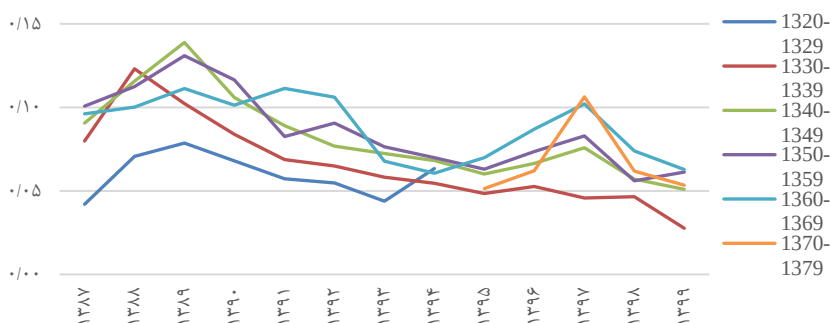
(منبع: سری های زمانی بانک مرکزی و محاسبات تحقیق از داده های خام آمارگیری از هزینه و درآمد

خانوارهای سال های ۱۳۸۳-۱۳۹۹)

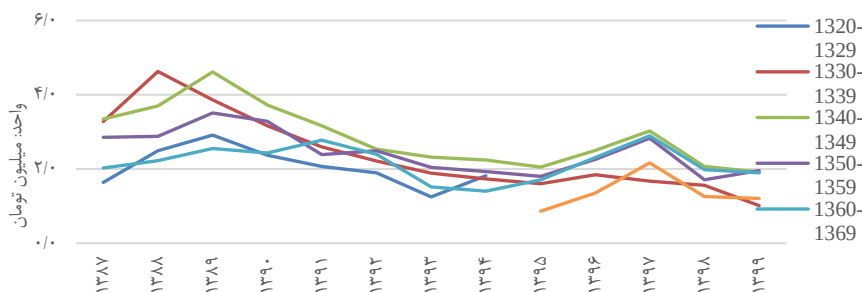


شکل ۳: شاخص دسترسی مالی به تفکیک گروه های سنی ۱۰ ساله

(منبع: محاسبات تحقیق از داده های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال های ۱۳۸۳-۱۳۹۹)



شکل ۴: شاخص عمق مالی (نسبت وام به درآمد) به تفکیک گروه های سنی ۱۰ ساله



شکل ۵: شاخص عمق مالی (میانگین وزنی ارزش وام، ثابت ۱۳۹۵) به تفکیک گروه‌های سنی ۱۰ ساله

(منبع: سری‌های زمانی بانک مرکزی و محاسبات تحقیق براساس داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۹)

۴. انتخاب متغیر ابزاری (روش شناسایی)

مطابق بخش ۲-۱ از تأخیرهای متغیر رشد درآمد ($\Delta \ln Y_{i,t}, \Delta \ln Y_{i,t-1}, \dots$) به عنوان متغیر ابزاری جهت آزمودن حساسیت اضافی مصرف استفاده می‌شود، زیرا شروط برون‌زایی متغیر ابزاری ۱ و همبستگی میان متغیر ابزاری و متغیر درون‌زا^۲ را برقرار می‌سازد. با استفاده از رابطه (۴) داریم:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{i,t+1} &= \beta \Delta \ln Y_{i,t+1} + \theta \Delta Z_{i,t+1} + (\epsilon_{i,t+1} - \beta \vartheta_{i,t+1}) \\ \text{Cov}(\Delta \ln Y_{i,t}, \epsilon_{i,t+1} - \beta \vartheta_{i,t+1}) &= \text{Cov}(\Delta \ln Y_{i,t}, \epsilon_{i,t+1}) + \\ \beta \text{Cov}(\Delta \ln Y_{i,t}, \vartheta_{i,t+1}) &= 0 \end{aligned} \quad (11)$$

طبق فرض انتظارات عقلایی می‌دانیم همبستگی ($\Delta \ln Y_{i,t}, \vartheta_{i,t+1}$) برابر با صفر بوده و از آنجاکه متغیرهای $\Delta \ln Y_{i,t}, \epsilon_{i,t+1}$ نیز نامرتب هستند، لذا ناهمبسته بوده و شرط برون‌زایی متغیر ابزاری برقرار است. به طریق مشابه می‌توان برای تأخیرهای مرتبه بالاتر نیز این شرط را اثبات کرد. بلاندل، پیستافری و پرستون (۲۰۰۸) درآمد را به صورت فرآیند زیر مدل می‌کنند:

$$\log Y_{i,t+1} = Z'_{i,t+1} \varphi_t + P_{i,t+1} + \vartheta_{i,t+1} \quad (12)$$

i شاخص خانوارها و t شاخص زمان است. Z برخی از مشخصه‌های قابل مشاهده درآمد مانند ویژگی‌های جمعیتی، میزان تحصیلات و قومیت است که مشخص‌کننده جزء قابل پیش‌بینی (قابل انتظار) درآمد است. $P_{i,t+1}$ شوک دائم درآمد است که از یک فرآیند مارتینگل^۳ تبعیت می‌کند:

$$P_{i,t+1} = P_{i,t} + \xi_{i,t+1} \quad (13)$$

جزء $\vartheta_{i,t+1}$ نیز شوک موقت درآمد در آن دوره بوده که از فرآیند $MA(q)$ تبعیت می‌کند که مرتبه q به صورت تجربی تعیین می‌شود:

$$\vartheta_{i,t+1} = \sum_{j=0}^q \theta_j \epsilon_{i,t+1-j} \quad (14)$$

1. Exclusion restriction condition
2. Relevance condition
3. Martingale

حال رشد درآمد را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\Delta y_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + \Delta \vartheta_{i,t+1} \quad (۱۵)$$

که $y_{i,t+1} = \log Y_{i,t+1} - Z'_{i,t+1} \varphi_t$ است.

برای اثبات شرط همبستگی متغیر ابزاری با متغیر درونزا با استفاده از روابط (۱۴) و (۱۵) خواهیم داشت:

$$\Delta y_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + \Delta \vartheta_{i,t+1} = \xi_{i,t+1} + (\varepsilon_{i,t+1} - \varepsilon_{i,t}) \quad (۱۶)$$

از آنجا که $\xi_{i,t+1}$ و $\varepsilon_{i,t}$ متغیرهای تصادفی مستقل و با توزیع یکسان^۱ هستند، همبستگی متغیر درونزا و متغیر ابزاری به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\Delta y_{i,t+1}, \Delta y_{i,t}) &= \text{Cov}(\xi_{i,t+1} + \Delta \vartheta_{i,t+1}, \xi_{i,t} + \Delta \vartheta_{i,t}) = \text{Cov}(\xi_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + \\ &\text{Cov}(\xi_{i,t+1}, \Delta \vartheta_{i,t}) + \text{Cov}(\Delta \vartheta_{i,t+1}, \xi_{i,t}) + \text{Cov}(\Delta \vartheta_{i,t+1}, \Delta \vartheta_{i,t}) \end{aligned} \quad (۱۷)$$

$$\text{Cov}(\Delta \vartheta_{i,t+1}, \Delta \vartheta_{i,t}) = \text{Cov}(\varepsilon_{i,t+1} - \varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \neq 0 \quad (۱۸)$$

مشاهده می شود تنها عبارت آخر رابطه (۱۷) مخالف صفر است، لذا تأخیرهای متغیر رشد درآمد، شرط همبستگی متغیر ابزاری با متغیر درونزا را نیز برقرار می سازد، در نتیجه متغیر ابزاری از لحاظ نظری قابل استفاده است. به طریق مشابه برای تأخیرهای مرتبه بالاتر نیز می توان این شرط را اثبات کرد.

با توجه به آنکه مدل برآوردشده در این پژوهش براساس داده شبه-پانل است، لذا استفاده از متغیر ابزاری مشابه با داده پنل نیاز به اثبات دارد (جاپلی و پیستافری، ۲۰۱۷).

طبق رابطه (۴) می دانیم که $\text{Cov}(\Delta \ln Y_{i,t+1}, \varepsilon_{i,t+1} - \beta \vartheta_{i,t+1}) \neq 0$ است، رابطه مشابهی را می توان برای معادله (۸) نشان داد. با نوشتن معادلات (۳) و (۲) در سطح هر گروه داریم:

$$\Delta \ln Y_{c,t+1} = \frac{\sum_{i=1}^n E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1}}{n} + \vartheta_{c,t+1} \quad (۱۹)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{c,t+1} &= \beta \frac{\sum_{i=1}^n E_{i,t} \Delta \ln Y_{i,t+1}}{n} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{c,t+1} + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \\ &(\varepsilon_{c,t+1} - \beta \vartheta_{c,t+1}) \end{aligned} \quad (۲۰)$$

شاخص c نشانگر هر گروه است. طبق رابطه (۲۰)، $\text{Cov}(\Delta \ln Y_{c,t+1}, \varepsilon_{c,t+1} - \beta \vartheta_{c,t+1}) \neq 0$ است. لذا مشابه داده پانل، تصریح مدنظر درونزایی دارد. می توان نشان داد تأخیرهای متغیر رشد درآمد در سطح هر گروه ($\Delta \ln Y_{c,t}, \Delta \ln Y_{c,t-1}, \dots$)، از لحاظ نظری متغیرهای ابزاری مناسبی برای تخمین هستند. برای برقراری شرط برونزایی متغیر ابزاری رابطه (۲۱) را داریم. با توجه به جمع پذیری کواریانس و استفاده از رابطه (۱۱) می توان نشان داد شرط برونزایی متغیر ابزاری برقرار است.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\Delta \ln Y_{c,t}, \varepsilon_{c,t+1} - \beta \vartheta_{c,t+1}) &= \text{Cov}\left(\frac{\sum_{i=1}^n \Delta \ln Y_{i,t}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^n \varepsilon_{i,t+1}}{n}\right) + \\ &\beta \text{Cov}\left(\frac{\sum_{i=1}^n \Delta \ln Y_{i,t}}{n}, \frac{\sum_{i=1}^n \vartheta_{i,t+1}}{n}\right) = 0 \end{aligned} \quad (۲۱)$$

۵. نتایج

۵ - ۱. آزمون حساسیت اضافی مصرف

هدف این پژوهش تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف و بررسی اثر تغییر در شاخص‌های توسعه مالی بر ضریب حساسیت اضافی است. با استفاده از معادله (۸) و تخمین ضریب β ، ضریب مذکور را برآورد می‌کنیم؛ در صورت وجود حساسیت اضافی، ضریب β به صورت معناداری مخالف صفر است. جدول (۲) نتایج تخمین معادله (۸) را نشان می‌دهد؛ که در آن متغیر وابسته رشد مصرف بی‌دوام است.

ستون اول با استفاده از شاخص مبلغ وام، اثر عمق مالی بر هموارسازی مصرف خانوارها را می‌سنجد. ضریب متغیر مدنظر منفی و در سطح ۱٪ معنادار است می‌توان نتیجه گرفت بهبود عمق مالی خانوارها به هموارسازی مصرف کمک می‌کند. ستون دوم با استفاده از نسبت وام به درآمد اثر عمق مالی را برآورد می‌کند؛ ضریب حاصل از تقابل شاخص عمق مالی و رشد درآمد منفی و در سطح ۱٪ معنادار است، ستون اول نشان می‌دهد بهبود عمق مالی باعث بهبود هموارسازی مصرف می‌شود.

جدول ۲: شواهد حساسیت اضافی مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام در خانوارهای ایرانی - گروه‌های ۵ ساله

مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	متغیرها
***۰,۲۹۳	***۰,۲۷۶	***۰,۲۹۰	***۰,۲۶۶	$\Delta(\log \text{Income})$
(۰,۰۵۶۵)	(۰,۰۴۷۶)	(۰,۰۵۶۵)	(۰,۰۴۹۹)	
	*-۰,۰۰۷۶۵		-۰,۰۰۵۴۳	Age
	(۰,۰۰۴۰۷)		(۰,۰۰۳۷۷)	
	*۰۵e-۷,۵۲		۰۵e-۴,۹۳	Age ²
	(۰۵e-۴,۴۶)		(۰۵e-۴,۱۲)	
	***۰,۴۹۸		***۰,۴۰۶	$\Delta(\log \text{Family size})$
	(۰,۰۱۷۵)		(۰,۰۱۹۰)	
	***-۰,۰۱۱۳		-۰,۰۰۷۰۶	$\Delta(\text{children})$
	(۰,۰۴۹۴)		(۰,۰۴۶۹)	
	-۰,۰۳۱۸		-۰,۰۵۵۸	$\Delta(\text{single})$
	(۰,۰۳۵۷)		(۰,۰۳۵۹)	
		۰,۰۲۲	۰,۰۳۵۲	$\Delta(\text{wage earner})$
		(۰,۰۳۴۶)	(۰,۰۳۵۸)	
			***-۰,۰۳۹۸	$\Delta(\text{Homeowner})$
			(۰,۰۱۲۰)	
۱۳۰	۱۳۰	۱۳۰	۱۳۰	Observations
۰,۴۰۷	۰,۵۱۳	۰,۴۰۷	۰,۵۴۹	R-squared
بله	بله	بله	بله	Cohort FE
۵۹,۲۱	۶۴,۱۷	۷۱,۶۹	۶۴,۴۸	CD
۷۰,۳۷	۷۲,۸۱	۷۹,۴۰	۷۶,۰۲	KP
۱,۵۵۷	۰,۳۸۴	۱,۳۶	۰,۴۴۲	Hansen J statistic
۰,۴۵۹	۰,۸۲۵	۰,۵۰۷	۰,۸۰۲	Hansen J statistic(P-value)

توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. از تأخیر ۲ تا ۴ درآمد به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزد بگیرها متغیرهای کنترل هستند. روی متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز کنترل شده است. CD و KP آزمون‌های آماری متغیر ابزاری ضعیف هستند. آماره هانسن نتیجه آزمون فراشناسایی را مشخص می‌کند.

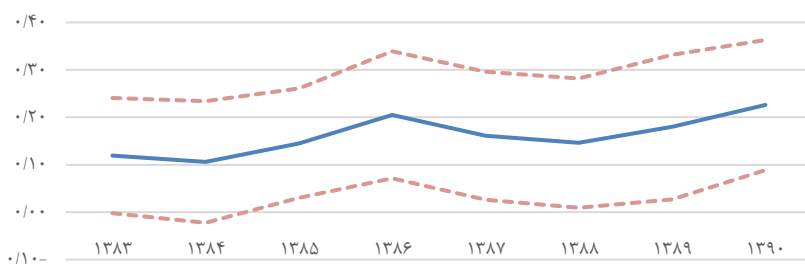
آماره هانسن جهت آزمون فراشناسایی در ستون اول و دوم در سطح ۵٪ رد نمی‌شود. ستون سوم اثر بهبود دسترسی مالی را بر هموارسازی مصرف برآورد می‌کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود ضریب متغیر مدنظر منفی و در سطح ۱٪ معنادار است لذا نتیجه می‌گیریم بهبود دسترسی مالی خانوارها باعث افزایش توانایی خانوارها جهت هموارسازی تغییرات قابل انتظار درآمدی می‌شود. آماره هانسن جهت آزمون فراشناسایی در ستون سوم رد نمی‌شود. سامویل و وندوال (۲۰۲۳) افزایش دسترسی به حساب بانکی را باعث بهبود پس انداز و هموارسازی مصرف خانوار می‌دانند.

جدول ۳: اثر توسعه مالی بر حساسیت اضافی مصرف (مصرف بی دوام) – گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱ عمق مالی (۱)	مدل ۲ عمق مالی (۲)	مدل ۳ دسترسی مالی
$\Delta(\log \text{Income})$	***۰,۸۰۳	***۰,۶۹۲	***۱,۳۴۲
	(۰,۱۸۰)	(۰,۱۴۲)	(۰,۲۳۳)
$\text{Loan value} * \Delta(\log \text{Income})$	***-۰,۱۹۱		
	(۰,۰۶۱۱)		
Loan value	-۰,۰۰۳۶۲		
	(۰,۰۰۵۰۱)		
$\text{Loan to Income} * \Delta(\log \text{Income})$	***-۵,۲۴۲		
	(۱,۶۹۳)		
Loan to Income	۰,۰۷۴۱		
	(۰,۰۸۷۸)		
$\text{Number of Loans} * \Delta(\log \text{Income})$	***-۶,۳۵۱		
	(۱,۳۷۵)		
Number of loans	۰,۱۱۵		
	(۰,۰۷۹۸)		
Age	-۰,۰۰۰۷۸۱	-۰,۰۰۲۰۸	-۰,۰۰۴۱۲
	(۰,۰۰۴۳۵)	(۰,۰۰۳۷۱)	(۰,۰۰۳۴۶)
Age^2	۰,۵e-۱,۲۱	۰,۵e-۳,۶۱	۰,۵e-۶,۴۳
	(۰,۵e-۵,۱۱)	(۰,۵e-۳,۹۴)	(۰,۵e-۳,۸۶)
$\Delta(\log \text{Family size})$	***۰,۵۲۱	***۰,۵۴۹	***۰,۶۷۴
	(۰,۲۵۰)	(۰,۱۸۷)	(۰,۱۹۲)
$\Delta(\text{children})$	-۰,۰۳۲۸	*-۰,۰۸۸	***-۰,۱۳۰
	(۰,۰۷۸۱)	(۰,۰۴۵۳)	(۰,۰۴۱۷)

متغیرها	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳
	عمق مالی (۱)	عمق مالی (۲)	دسترسی مالی
$\Delta(\text{single})$	-۰,۴۴۴	-۰,۳۳۷	-۰,۰۸۵۶
	(۰,۴۰۰)	(۰,۳۵۲)	(۰,۳۵۳)
$\Delta(\text{wage earner})$	-۰,۰۴۹۳	-۰,۰۵۲۲	** -۰,۰۸۸۶
	(۰,۰۴۴۸)	(۰,۰۴۲۸)	(۰,۰۳۹۶)
$\Delta(\text{Homeowner})$	*** -۰,۳۸۴	*** -۰,۳۴۴	*** -۰,۲۳۹
	(۰,۱۳۳)	(۰,۱۲۵)	(۰,۱۱۷)
Observations	۱۰۶	۱۰۶	۱۳۰
R-squared	۰,۵۸۵	۰,۵۹۱	۰,۶۱۷
Cohort FE	بله	بله	بله
CD	۲۵,۸۲	۲۴,۶۹	۲۸,۷۴
KP	۲۴,۶۴	۳۰,۳۲	۲۳,۱۱
Hansen J statistic	۵,۶۲۶	۶,۷۳۸	۲,۱۳۷
Hansen J statistic(P-value)	۰,۲۲۹	۰,۱۵۰	۰,۷۱۱

توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. از تأخیر ۲ تا ۴ درآمد به عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. مبلغ وام، وام به درآمد و تعداد وام‌های دریافتی شاخص‌های توسعه مالی هستند. سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزدگیرها متغیرهای کنترلی هستند. روی متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز کنترل شده است. CD و KP تست‌های آماری متغیر ابزاری ضعیف هستند. آماره هانسن نتیجه آزمون فراشناسایی را مشخص می‌کند.



شکل ۶: روند تغییرات ضریب حساسیت اضافی مصرف با استفاده از نتایج رگرسیون پنجره متحرک ۱۰ ساله.

* هر سال از محور افقی نشان‌دهنده یک بازه ده ساله است که رگرسیون مدنظر برای آن بازه زمانی اجرا شده است. خط آبی ضریب برآورد شده و خط‌چین‌ها بازه اطمینان را نمایش می‌دهند.
(منبع: محاسبات تحقیق از داده‌های خام آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۹)

جهت بررسی اهمیت محدودیت مالی در بروز حساسیت اضافی مصرف از رگرسیون پنجره‌های متحرک^۱ استفاده می‌کنیم. با استفاده از رگرسیون پنجره‌های متحرک می‌توانیم روند تغییرات ضریب حساسیت اضافی مصرف در طول زمان را مشاهده کنیم. این رگرسیون برای بازه‌های ۱۰ ساله اجرا شده، به این صورت که اولین برآورد برای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۹۲ بوده و آخرین برآورد برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۹ صورت می‌گیرد. شکل (۶) نشان می‌دهد حساسیت اضافی مصرف در طول زمان صعودی بوده است، لذا توانایی خانوارها جهت مقابله با تغییرات درآمدی رو به کاهش بوده است. در سال‌های ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ در شکل (۶) که معادل برآورد تصریح ۸ برای بازه زمانی ۱۳۸۷-۱۳۹۶ و ۱۳۸۸-۱۳۹۷ است، شاهد نزولی شدن روند افزایشی ضریب حساسیت اضافی هستیم که این مقطع زمانی هم‌زمان با بهبود دسترسی و عمق مالی خانوارها در سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۶ است (شکل‌های ۳، ۴، ۵). در ادامه با تغییر روند دسترسی و عمق مالی پس از سال ۱۳۹۷، مجدداً شاهد افزایش ضریب حساسیت اضافی مصرف هستیم. به نظر می‌رسد قید مالی خانوارها (میزان پایین دسترسی و عمق مالی) عامل اصلی وجود حساسیت اضافی مصرف در اقتصاد ایران است. زلدس (۱۹۸۹)، گارسیا (۱۹۹۷)، بلاندل، پیستافری و پرستون (۲۰۰۸) نیز محدودیت مالی را از عوامل بروز حساسیت اضافی مصرف می‌دانند.

۶. آزمون پایداری

اندازه‌گیری درآمد خانوار از طریق پرسش‌نامه‌های هزینه و درآمد دقت بالایی ندارد. دیتون (۱۹۹۷) نبود تعریف یکسان از درآمد میان افراد را علت اصلی این موضوع می‌داند، زیرا تعریف برخی مشاغل مانند کشاورزان و افراد خوداشتغال از درآمد با افراد مزد و حقوق بگیر متفاوت است و برای برآورد دقیق این متغیر نیاز به اطلاعات بیشتری از تراکنش افراد داریم. جهت اطمینان از نتایج برآوردشده در بخش ۵ می‌توان تصریح مدنظر را برای گروه‌ها و وضعیت‌های شغلی متفاوت برآورد کرد. بدین منظور در جدول (۴)، خانوارهای کشاورز، کشاورز یا خود اشتغال و کشاورز یا غیرشاغل را از داده کنار گذاشته (جابلی و پیستافری، ۲۰۰۰) و رابطه (۸) را مشابه ستون ۴ از جدول (۱) برآورد می‌کنیم. جدول (۴) نشان می‌دهد که ضرایب برآوردشده از لحاظ آماری تفاوت معناداری با یکدیگر نداشته، لذا نتایج برآوردشده در جدول (۱) قابل اتکا می‌باشند. هاورانک و سوکولوا (۲۰۲۰) میانگین ضریب حساسیت اضافی مصرف در پژوهش‌های صورت گرفته با داده خرد و با داده کلان را به ترتیب ۰,۲۱ و ۰,۴۸ گزارش می‌کنند؛ مشاهده می‌شود نتایج این پژوهش به این عدد بسیار نزدیک است.

جدول ۴: حساسیت اضافی مصرف در خانوارهای ایرانی به تفکیک گروه‌ها و وضعیت‌های شغلی - گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱ تمام گروه‌های درآمدی	مدل ۲ غیر کشاورز	مدل ۳ غیر کشاورز و شاغل	مدل ۴ غیر کشاورز و غیر خود اشتغال
$\Delta(\log \text{Income})$	***۰,۲۶۶ (۰,۰۴۹۹)	***۰,۲۴۸ (۰,۰۶۵۸)	***۰,۳۲۵ (۰,۰۶۶۵)	***۰,۳۷۰ (۰,۰۷۳۶)
Observations	۱۳۰	۱۰۶	۱۰۴	۱۰۶
Average Cell Size	۳۲۳۶	۲۵۵۱	۱۹۲۳	۱۹۲۴
Share(% of Total Observations)	%۱۰۰	%۷۸,۶	%۴۹,۳	%۶۱,۸
Hansen J statistic(P-value)	۰,۸۰۲	۰,۷۲۰	۰,۶۲۵	۰,۸۶۹

توضیح: انحراف معیار ضریب حساسیت اضافی مصرف داخل پرانتز است و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. تعداد مشاهدات در رگرسیون برآورد شده، میانگین اندازه سلول و سهم هر گروه و وضعیت شغلی از کل مشاهدات نیز گزارش شده‌اند. متغیرهای سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزدبگیرها نیز به عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند. همچنین متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز به عنوان متغیر کنترل وارد می‌شوند.

داده درآمد مورد استفاده شامل «کمک هزینه تحصیلی، کمک‌های دریافتی خانوار از سازمان‌های اجتماعی و مؤسسات خیریه و یارانه دولتی» است که می‌تواند باعث کاهش قید محدودیت نقدینگی برخی خانوارها شود؛ لذا می‌توان نتایج را با حذف این بخش از درآمد خانوار تخمین زد (جاپلی و پیستافری، ۲۰۱۱). جدول (۵) نشان می‌دهد حذف کمک‌های دولتی و خیریه‌ای از درآمد خانوار، باعث افزایش ضریب حساسیت اضافی مصرف شده، بنابراین شواهدی مبتنی بر این امر وجود دارد که این کمک‌ها باعث بهبود توانایی هموارسازی مصرف خانوارها می‌شوند.

جدول ۵: حساسیت اضافی مصرف در خانوارهای ایرانی به تفکیک انواع درآمد – گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱	مدل ۲
	کل درآمد	درآمد بدون کمک‌های دولتی و خیریه‌ای
$\Delta(\log \text{Income})$	***۰,۲۶۶	***۰,۳۰۳
	(۰,۰۴۹۹)	(۰,۰۴۲۹)
Observations	۱۳۰	۱۳۰
Hansen J statistic(P-value)	۰,۸۰۲	۰,۱۷۰

توضیح: انحراف معیار ضریب حساسیت اضافی مصرف داخل پیرانتز است و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. تعداد مشاهدات در رگرسیون برآوردشده، میانگین اندازه سلول و سهم هر گروه و وضعیت شغلی از کل مشاهدات گزارش شده‌اند. متغیرهای سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزد بگیرها به‌عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند. متغیر مجازی خانوار تک نفره و مالکیت ملک نیز به‌عنوان متغیر کنترل وارد می‌شوند. در ابتدای بخش ۲-۱ اشاره شد که فرض برابری نرخ بهره و نرخ ترجیحات زمانی را اعمال می‌کنیم. با کنار گذاشتن این فرض، رابطه (۸) برای تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف به‌صورت زیر نوشته می‌شود (آتاناسیو و وبر، ۱۹۹۵):

$$\Delta \ln C_{c,t+1} = \beta \Delta \ln Y_{c,t+1} + \sigma \ln(1 + r_{t+1}) + \theta \Delta Z_{c,t+1} + \varepsilon_{c,t+1} \quad (22)$$

در این رابطه r_{t+1} نرخ بهره حقیقی بوده و ضریب σ کشش جانشینی بین دوره‌ای است؛ رابطه (۹) برای تخمین اثرات توسعه مالی نیز به‌صورت مشابهی تغییر می‌کند. جدول (۶) نتایج این تخمین را نشان می‌دهد. همان‌طور که ستون اول نشان می‌دهد، کنترل نرخ بهره ضریب حساسیت اضافی مصرف را مقدار اندکی کاهش می‌دهد. ستون دوم اثر مقدار وزنی ارزش وام (شاخص عمق مالی) بر کاهش ضریب حساسیت مصرف را بی‌معنا برآورد می‌کند، ستون‌های سوم و چهارم نیز اثرات شاخص عمق مالی (نسبت وام به درآمد) و دسترسی مالی بر کاهش ضریب حساسیت اضافی مصرف را منفی و معنادار برآورد می‌کنند، با این حال مقدار مطلق این ضرایب نسبت به تخمین جدول (۳) کاهش یافته است. در مجموع به‌نظر می‌رسد نتایج به‌دست آمده در بخش ۵ قابل اطمینان است.

جدول ۶: حساسیت اضافی مصرف و اثرات توسعه مالی در حضور نرخ بهره - گروه‌های ۵ ساله

متغیرها	مدل ۱ حساسیت اضافی مصرف	مدل ۲ عمق مالی (۱)	مدل ۳ عمق مالی (۲)	مدل ۴ دسترسی مالی
$\Delta(\log \text{Income})$	***۰,۲۴۰ (۰,۰۴۴۴)	**۰,۵۳۰ (۰,۰۲۱۱)	***۰,۵۴۷ (۰,۰۱۵۳)	***۱,۰۷۱ (۰,۰۲۶۱)
$\text{Loan value} * \Delta(\log \text{Income})$		-۰,۱۰۵ (۰,۰۷۰۸)		
Loan value		۰,۰۰۰۹۷۲ (۰,۰۰۴۸۶)		
$\text{Loan to Income} * \Delta(\log \text{Income})$			** -۳,۶۸۳ (۱,۷۵۳)	
Loan to Income			۰,۰۵۳۱ (۰,۰۸۳۹)	
$\text{Number of Loans} * \Delta(\log \text{Income})$				*** -۴,۷۱۷ (۱,۵۱۱)
Number of loans				۰,۱۱۹ (۰,۰۷۵۶)
Age	-۰,۰۰۶۳ (۰,۰۰۴۱۴)	-۰,۰۰۳۹۶ (۰,۰۰۴۹۶)	-۰,۰۰۴۲۳ (۰,۰۰۴۰۳)	-۰,۰۰۶۰۸ (۰,۰۰۳۸۴)
Age^2	-۰,۵۶-۳,۱ (۰,۵۶-۴,۷۳)	-۰,۵۶-۵,۰۲ (۰,۵۶-۶,۰۱)	-۰,۵۶-۵,۶۶ (۰,۵۶-۴,۵۵)	-۰,۵۶-۸,۲۵ (۰,۵۶-۴,۵۵)
$\Delta(\log \text{Family size})$	۰,۲۱۷ (۰,۱۹۴)	۰,۲۳۸ (۰,۰۲۶۱)	*۰,۳۷۰ (۰,۰۲۰۱)	**۰,۵۱۵ (۰,۰۲۱۳)
$\Delta(\text{children})$	* -۰,۰۸۸۳ (۰,۰۴۵۴)	-۰,۰۶۷۶ (۰,۰۷۲۸)	*** -۰,۱۰۲ (۰,۰۴۶۳)	*** -۰,۱۳۹ (۰,۰۴۳۶)
$\Delta(\text{single})$	-۰,۶۵۵ (۰,۴۲۳)	-۰,۵۷۸ (۰,۴۷۹)	-۰,۴۳۲ (۰,۴۳۰)	-۰,۱۵۳ (۰,۴۴۵)
$\Delta(\text{wage earner})$	۰,۰۵۷۸ (۰,۰۵۶۳)	۰,۰۳۹۲ (۰,۰۷۶۵)	-۰,۰۱۷۴ (۰,۰۶۲۳)	-۰,۰۵۳۰ (۰,۰۵۸۳)
$\Delta(\text{Homeowner})$	* -۰,۲۲۲ (۰,۱۱۹)	-۰,۱۸۵ (۰,۱۴۷)	* -۰,۲۰۸ (۰,۱۲۱)	-۰,۱۵۵ (۰,۱۱۴)
Real interest rate	***۰,۱۱۰ (۰,۰۲۱۵)	***۰,۱۰۸ (۰,۰۲۵۵)	***۰,۰۹۵۶ (۰,۰۲۱۹)	***۰,۰۸۱۲ (۰,۰۲۱۲)
Observations	۱۲۲	۹۸	۹۸	۱۲۲
R-squared	۰,۶۲۴	۰,۶۴۶	۰,۶۴۵	۰,۶۶۴
Cohort FE	بله	بله	بله	بله
CD	۸۹,۴۰	۲۷,۲۵	۲۲,۸۵	۲۴,۶۶
KP	۹۳,۳۸	۲۵,۶۷	۲۶,۰۰	۱۸,۴۴
Hansen J statistic	۳,۸۵۸	۶,۹۹	۷,۰۱	۸,۶۲۲
Hansen J statistic(P-value)	۰,۱۴۵	۰,۱۳۶	۰,۱۳۵	۰,۰۷۱۳

توضیح: انحراف معیار ضرایب داخل پرانتز و برای رفع واریانس ناهمسانی تصحیح شده‌اند. تأخیر ۲ تا ۴ درآمد به‌عنوان متغیر ابزاری استفاده شده است. متغیرهای مبلغ وام، نسبت وام به درآمد و تعداد وام‌های دریافتی به‌عنوان شاخص‌های توسعه مالی مورد استفاده قرار می‌گیرند. متغیرهای سن، مربع سن، تغییرات بعد خانوار، تغییرات تعداد فرزندان کمتر از ۱۵ سال، تغییرات تعداد مزدگیرها نیز به‌عنوان متغیر کنترل استفاده می‌شوند همچنین متغیر مجازی خانوار تک‌نفره و مالکیت ملک نیز به‌عنوان متغیر کنترل وارد می‌شوند. نرخ بهره حقیقی، میانگین موزون نرخ سود تسهیلات عقود مبادله‌ای منهای نرخ تورم است. CD و KP تست‌های آماری متغیر ابزاری ضعیف هستند. آماره هانسن نیز نتیجه آزمون فراشناسایی را مشخص می‌کند.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش فرضیه درآمد دائمی با انتظارات عقلایی را در اقتصاد ایران بررسی کردیم. نتایج نشان‌دهنده ناتوانی خانوارها در هموارسازی کامل تغییرات قابل‌انتظار درآمدی است، در نتیجه شاهد نوسانات مصرف بی‌دوام هستیم. ضریب حساسیت اضافی مصرف برآورده‌شده برابر با ۰,۲۶۶ است که نشان می‌دهد تغییر ۱۰ درصدی در درآمد قابل‌انتظار خانوار، باعث تغییر ۲,۶۶ درصدی در مصرف بی‌دوام می‌شود. در ادبیات دلایل متعددی را برای مشاهده حساسیت اضافی مصرف برمی‌شمارند. از جمله می‌توان به اثرات جمعیتی، تصمیم عرضه نیروی کار، استفاده از داده کلان، وجود اطلاعات پنهان نزد خانوار، وجود خطای اندازه‌گیری در متغیر درآمد و محدودیت نقدینگی اشاره کرد.

در این پژوهش با در نظر گرفتن اثرات جمعیتی، تصمیم عرضه نیروی کار و با استفاده از داده خرد تلاش کردیم به تخمین دقیق‌تری از ضریب حساسیت اضافی دست یابیم. وجود محدودیت نقدینگی یکی از مهم‌ترین عوامل مشاهده حساسیت اضافی است. نشان دادیم دسترسی و عمق مالی خانوارهای ایرانی پس از سال ۱۳۸۹ کاهش یافته است. نتایج مربوط به اثر توسعه مالی نشان می‌دهد بهبود ۱۰ درصدی در میانگین وزنی مبلغ وام دریافتی و نسبت وام به درآمد (شاخص‌های عمق مالی) به ترتیب باعث کاهش ۱۲,۵ درصدی و ۱۳ درصدی ضریب حساسیت اضافی مصرف می‌شود، همچنین بهبود ۱۰ درصدی میانگین تعداد وام‌های دریافتی خانوارها (دسترسی مالی) کاهش ۲۰,۵ درصدی ضریب حساسیت اضافی مصرف را به دنبال دارد. همچنین سیاست‌های بازتوزیعی توسط دولت بر کاهش قید محدودیت نقدینگی خانوارها اثر گذاشته که خود باعث بهبود توانایی هموارسازی مصرف می‌شود.

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به دقت جمع‌آوری اطلاعات بازار کار توسط داده هزینه و درآمد خانوار اشاره کرد؛ به دلیل جمع‌آوری سالانه این داده، تحولات بازار کار به‌خوبی رصد نمی‌شود و استناد به داده آن می‌تواند محل ایراد باشد. همچنین وجود اطلاعات پنهان نزد خانوار و عدم کنترل

آن در تخمین‌ها می‌تواند محل نقد باشد. اطلاعات پنهان نزد خانوار به این معناست که خانوارها تنها براساس اطلاعات گذشته تصمیم‌گیری نکرده، بلکه نسبت به شوک‌های آتی درآمد خود نیز اطلاعاتی دارند و آن‌ها را وارد تصمیمات خود می‌کنند لذا در تخمین ضریب حساسیت اضافی دچار بیش‌برآورد می‌شویم؛ این در حالی است که با استفاده از داده‌های رایج موجود در پرسش‌نامه خانوار، امکان در نظر گرفتن اطلاعات آتی خانوار نسبت به درآمد خود را نداریم. عدم دسترسی به داده پانل (پانل بیش از ۳ سال) در ایران باعث محدودیت پژوهش در این حوزه می‌شود. استفاده از داده شبه-پانل می‌تواند این مشکل را تخفیف داده و جهت تخمین ضریب حساسیت اضافی مصرف نسبت به شوک‌های موقت یا دائم درآمد مورد استفاده قرار بگیرد. تخمین مدل شبه-پانل وابستگی زیادی به اندازه سلول دارد و افزاز داده هزینه-درآمد به گروه‌هایی مانند تحصیلی، جنسی باعث کاهش اندازه سلول و در نتیجه ارببی تخمین‌ها می‌شود؛ استفاده از روش‌های تخمین دقیق‌تر (دورکس، ۲۰۰۷) می‌تواند امکان بررسی حساسیت اضافی مصرف در میان گروه‌های اجتماعی مختلف را فراهم کند.

نحوه اثرگذاری شوک‌های موقت و دائم درآمد بر مصرف خانوارها یکی از خلأهای پژوهشی در اقتصاد ایران است. اثر شوک‌های دائم درآمدی بر مصرف از این نظر حائز اهمیت است که علاوه بر وضعیت بازار اعتبار، دسترسی خانوارها به ابزارهای بیمه را نیز نشان می‌دهد. موضوع مهم دیگری که می‌تواند در پژوهش‌های آتی مورد بررسی قرار گیرد، نحوه اثرگذاری شوک‌های تحریم در دهه ۹۰ بر مصرف خانوار است. می‌دانیم که شوک تحریم سال ۱۳۹۷ نسبت به شوک تحریم سال ۱۳۹۱ اثر بزرگ‌تری بر کاهش مصرف خانوار داشته است که علت این موضوع چندان روشن نیست؛ با این حال میزان پس‌انداز خانوار و تغییرات آن می‌تواند یکی از پاسخ‌های احتمالی باشد که نیاز به بررسی دارد. توصیه سیاست‌گذاری این پژوهش اهمیت بهبود در شمول مالی خانوار است. بهبود وضعیت بازار اعتبار و بیمه می‌تواند علاوه بر بهبود در هموارسازی مصرف ناشی از تغییرات قابل‌انتظار درآمدی، به کاهش اثرگذاری شوک‌های درآمدی (شوکه‌های موقت یا دائم) نیز بینجامد.

References

- Aghion, P., Howitt, P., & Mayer-Foulkes, D. (2005). The Effect of Financial Development on convergence: Theory and Evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 173–222. <https://doi.org/10.1162/qjec.2005.120.1.173>
- Attanasio, O., Aguila, E., & Meghir, C. (2011). Changes in Consumption at Retirement: Evidence from Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*, 93(3), 1094–1099. https://doi.org/10.1162/rest_a_00140
- Attanasio, O., & Weber, G. (1993). Consumption growth, the interest rate and aggregation. *The Review of Economic Studies*, 60(3), 631. <https://doi.org/10.2307/2298128>
- Attanasio, O., & Weber, G. (1995). Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey. *Journal of Political Economy*, 103(6), 1121–1157. <https://doi.org/10.1086/601443>
- Attanasio, O., & Weber, G. (2010). Consumption and Saving: Models of Intertemporal allocation and their implications for Public policy. *Journal of Economic Literature*, 48(3), 693–751. <https://doi.org/10.1257/jel.48.3.693>
- Beznoska, M., & Ochmann, R. (2012). Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis: Pseudo Panel Estimation with German Consumption Survey Data. *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2121246>
- Blundell, R., Pistaferri, L., & Preston, I. (2008). Consumption inequality and partial insurance. *The American Economic Review*, 98(5), 1887–1921. <https://doi.org/10.1257/aer.98.5.1887>
- Campbell, J. Y., & Deaton, A. (1989). Why is Consumption So Smooth? *The Review of Economic Studies*, 56(3), 357. <https://doi.org/10.2307/2297552>
- Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G. (1989). Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series evidence. *Nber Macroeconomics Annual*, 4, 185–216. <https://doi.org/10.1086/654107>
- Carroll, C. D., Hall, R. E., & Zeldes, S. P. (1992). The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992(2), 61. <https://doi.org/10.2307/2534582>
- Carroll, C. D., & Summers, L. H. (1989). Consumption growth parallels income growth: Some new evidence. *RePEc: Research Papers in Economics*, 305–348. <https://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberch:5995>
- Chetty, R., & Looney, A. (2006). Consumption smoothing and the welfare consequences of social insurance in developing economies. *Journal of Public Economics*, 90(12), 2351–2356. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2006.07.002>
- Cho, D., & Rhee, D. (2017). Non-linear adjustments on the excess sensitivity of consumption with liquidity constraints. *Applied Economics*. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1276279>
- Cochrane, J. H. (1991). A simple test of consumption insurance. *Journal of Political Economy*, 99(5), 957–976. <https://doi.org/10.1086/261785>

- Cutanda, A. (2003). An empirical investigation of the effect of borrowing constraints on Spanish consumption. *Spanish Economic Review*, 5(1), 63–84. <https://doi.org/10.1007/s101080200051>
- Dasgupta, R., Ghosh, J. K., Chakravarty, S., & Datta, J. (2015). Some remarks on pseudo panel data. In *Springer proceedings in mathematics & statistics* (pp. 25–34). https://doi.org/10.1007/978-3-319-17329-0_2
- Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1–2), 109–126. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90134-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90134-4)
- Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. World Bank Publications.
- Deaton, A., & Deaton, W. C. O. P. O. P. a. a. P. O. E. a. I. a. C. O. I. S. A. (1992). *Understanding consumption*. Oxford University Press.
- Devereux, P. J. (2007). Improved Errors-in-Variables estimators for grouped data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(3), 278–287. <https://doi.org/10.1198/073500106000000189>
- Dynan, K. E., Elmendorf, D. W., & Sichel, D. E. (2006). Can financial innovation help to explain the reduced volatility of economic activity? *Journal of Monetary Economics*, 53(1), 123–150. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.10.012>
- Einian, M. & Nili, M. (2019). Excess sensitivity and borrowing constraints: Evidence from Iranian households. *Economics of Transition and Institutional Change*, 28(1), 137–160. <https://doi.org/10.1111/ecot.12233>
- Einian, M., Najafi Ziarani, F. & Mahmoodzadeh, A. (2019). Credit Cycles of the Iranian Economy . *Journal of Monetary and Banking Research, Monetary and Banking Research Institute, Central Bank of the Islamic Republic of Iran*, 11(38), 598-565. [In Persian]
- Garcia, R., Lusardi, A. & Ng, S. (1997). Excess sensitivity and Asymmetries in Consumption: An Empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(2), 154. <https://doi.org/10.2307/2953673>
- Gertler, P., Levine, D. I., & Moretti, E. (2009). Do microfinance programs help families insure consumption against illness? *Health Economics*, 18(3), 257–273. <https://doi.org/10.1002/hec.1372>
- Hall, R. E. (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), 971–987. <https://doi.org/10.1086/260724>
- Hall, R. E., & Mishkin, F. S. (1982). The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households. *Econometrica*, 50(2), 461. <https://doi.org/10.2307/1912638>
- Havranek, T., & Sokolova, A. (2020). Do consumers really follow a rule of thumb? Three thousand estimates from 144 studies say “probably not.” *Review of Economic Dynamics*, 35, 97–122. <https://doi.org/10.1016/j.red.2019.05.004>
- Hayashi, F. (1985). The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis based on Japanese panel data. *Quarterly Journal of Economics*, 100(4), 1083. <https://doi.org/10.2307/1885676>

- Hoseini, M. (2020). Emergency Loans and Consumption – Evidence from COVID-19 in Iran. *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3683572>
- Jappelli, T., & Pagano, M. (1989). Consumption and capital Market Imperfections: An international comparison. *The American Economic Review*, 79(5), 1088– 105. https://econpapers.repec.org/article/aeaarec/v_3a79_3ay_3a1989_3ai_3a5_3ap_3a1088-1105.htm
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2000). Using subjective income expectations to test for excess sensitivity of consumption to predicted income growth. *European Economic Review*, 44(2), 337–358. [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(98\)00069-5](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(98)00069-5)
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2006). Intertemporal choice and consumption mobility. *Journal of the European Economic Association*, 4(1), 75–115. <https://doi.org/10.1162/jeea.2006.4.1.75>
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2011). Financial integration and consumption smoothing. *The Economic Journal*, 121(553), 678–706. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02410.x>
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2017). *The economics of consumption: Theory and Evidence*. Oxford University Press.
- Lai, J. T., Yan, I. K., Xing-Jian, Y., & Zhang, H. (2020). Digital financial inclusion and consumption smoothing in China. *China & World Economy*, 28(1), 64–93. <https://doi.org/10.1111/cwe.12312>
- Moffitt, R.A. (1993). Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59(1–2), 99–123. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90041-3)
- Parker, J., Schild, J., Erhard, L., & Johnson, D. H. (2022). *Economic impact payments and household spending during the pandemic*. <https://doi.org/10.3386/w30596>
- Primiceri, G. E., & Van Rens, T. (2009). Heterogeneous life-cycle profiles, income risk and consumption inequality. *Journal of Monetary Economics*, 56(1), 20–39. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2008.10.001>
- Somville, V., & Vandewalle, L. (2023). Access to banking, savings and consumption smoothing in rural India. *Journal of Public Economics*, 223, 104900. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2023.104900>
- Verbeek, M. (2008). Pseudo-Panels and repeated Cross-Sections. In *Advanced studies in theoretical and applied econometrics* (pp. 369–383). https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_11
- Verbeek, M., & Nijman, T. (1993). Minimum MSE estimation of a regression model with fixed effects from a series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59(1–2), 125–136. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90042-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90042-4)
- Zeldes, S. P. (1989). Consumption and Liquidity constraints: An Empirical investigation. *Journal of Political Economy*, 97(2), 305–346. <https://doi.org/10.1086/261605>

Excess Sensitivity and Financial Development in the Iranian Households

Amineh Mahmoudzadeh

Kamyab Rajabizadeh

Majid Einian

Received: 2023/10/09

Accepted: 2023/11/19

Aim and introduction

The conventional notion of the permanent income hypothesis is that individuals aim to smooth their consumption over time, demonstrating resistance to fluctuations in income. This foundational concept assumes that individuals utilize savings or credit when faced with expected income changes or temporary income shocks, preserving their ultimate well-being. However, empirical evidence challenges this hypothesis, revealing that consumers often exhibit responsiveness to income changes, both expected and temporary. This phenomenon is called "excess sensitivity of consumption". Various factors underpin this apparent excess sensitivity of consumption, encompassing demographic dynamics, labor market decisions, reliance on aggregated data, superior information within households, income measurement inaccuracies, and liquidity constraints.

Methodology

This study employs the Panel-IV method to estimate the coefficient of excess sensitivity of consumption. It utilizes two financial development indicators, namely access to financial services and financial depth, to evaluate their impact on this coefficient. The significance of this investigation lies in the Iranian economic history, which witnessed financial development in the late 1990s, followed by a financial downturn. The data are derived from household income and expenditure surveys conducted by the Iranian Statistical Center. The analysis encompasses the years 2004 to 2020. These surveys incorporate data on various aspects of household's financial information, including the amount and number of loans received and essential details about their employment status.

Due to the cross-sectional nature of the data, it is imperative to use a pseudo-panel approach, providing several advantages. First, it eliminates the individual-specific measurement errors. Second, it mitigates the issues arising from the short time series data, which can lead to estimation errors. Previous research has estimated the coefficient of excess sensitivity of consumption. However, this study contributes by examining the effects of financial development on consumption smoothing in the Iranian economy. Notably, previous research in Iran focused

-
1. Assistant Professor, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: mahmoudzadeh@sharif.edu
 2. M.A. Student of Economics, Graduate School of Management and Economics, Sharif University of Technology, Tehran, Iran. E-mail: kamyab.rajabizadedarzini@gsme.sharif.edu
 3. Post-doctoral Researcher, Finance Department, School of Business, Alto University, Finland. E-mail: majid.einian@aalto.fi

solely on estimating the coefficient of excess sensitivity of consumption without investigating the influence of financial development.

Findings

The findings indicate the excess sensitivity of consumption coefficient is 0.266 for the Iranian households. In practical terms, a 10% expected increase in income results in a 2.66% increase in consumption. This finding indicates liquidity constraints faced by the Iranian households. Such constraints may manifest as limitations on borrowing amounts or high interest rates, leading individuals to opt for non-borrowing. The examination of financial development reveals a negative and significant relationship between improved financial access and depth and the coefficient of excess sensitivity of consumption. Specifically, a 10% improvement in the average loan amount and loan-to-income ratio (financial depth indicators) results in 12.5% and 13% reductions, respectively, in the coefficient of excess sensitivity of consumption. Additionally, a 10% enhancement in the average number of loans received by households (financial access indicator) leads to an impressive 20.5% reduction in the coefficient of excess sensitivity of consumption.

Discussion and Conclusion

This study challenges the traditional concept of permanent income hypothesis while emphasizing the importance of understanding excess sensitivity of consumption in economic research. Furthermore, it underscores the role of financial development, characterized by improved access to credit and financial services, in diminishing households' vulnerability to income fluctuations. These results hold substantial implications for policymakers and researchers alike, offering insights into addressing income volatility and its effects on household consumption in Iran and similar economies.

Keywords: Excess Sensitivity of Consumption, Financial Inclusion, Liquidity Constraints, Consumption Smoothing

JEL Classification: C55, D12, D14, E21, G50

نگاه پویایی‌شناسانه به عوامل موجد فقر در

جمهوری اسلامی ایران

زهرا آذری^۱

پرویز محمدزاده^۲

داود بهبودی^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۷/۱۹

چکیده

اهمیت فقر و مبارزه با آن به‌اندازه‌ای است که کاهش فقر به‌عنوان اولین هدف در اهداف توسعه هزاره (MDGs) و اهداف توسعه پایدار سازمان ملل (SDGs) مطرح شده است. از این‌رو شناخت عوامل مؤثر بر فقر و مکانیسم تأثیرگذاری این عوامل لازم و ضروری است. هدف از این پژوهش، شناسایی عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران و تحلیل پویای مکانیسم‌های تعاملی عوامل موجد فقر در جمهوری اسلامی ایران است. این مطالعه بر این موضوع تأکید دارد که شناخت عوامل مؤثر بر فقر و مکانیسم تأثیر این عوامل می‌تواند تأثیر قابل‌توجهی بر کاهش فقر داشته باشد. مطالعه در چهارچوب استراتژی تحقیقات کیفی و براساس روش تحلیل تماتیک انجام شده است. اطلاعات میدانی از طریق مصاحبه‌های عمیق و نیمه‌ساختاریافته با ۲۰ خبره آشنا به موضوع در سال ۱۴۰۱ گردآوری شده و نمونه‌گیری به‌صورت هدفمند و با روش گلوله‌برفی انجام گرفته و تا حد اشباع نظری پیش رفته است. نتایج نشان می‌دهد عوامل مؤثر بر فقر در قالب چهار تم اصلی ساختار سیاسی، ساختار فرهنگی، ساختار تولید و ساختار آموزش قرار دارد. درنهایت با استفاده از نگاهی پویایی‌شناسانه و رویکرد پویایی سیستم کیفی، روابط علی بین عوامل شناسایی شده و راهکارهای غلبه بر آن‌ها پیشنهاد شده است.

واژگان کلیدی: جمهوری اسلامی ایران، فقر، مکانیسم تعامل

طبقه‌بندی JEL: J68, I30, B52

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد نهادگرایی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
azariza 2015@gmail.com

۲. استاد اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
pmohamadzadeh@tabrizu.ac.ir (نویسنده مسئول)

۳. استاد اقتصاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
dbehbudi@tabrizu.ac.ir

۱. مقدمه

فقر پدیده ناخوشایندی است که عده‌ای آن را به‌عنوان قوی‌ترین و عمومی‌ترین مصیبت بشر معرفی کرده‌اند (گالبرایت، ۱۳۶۹). در ادبیات توسعه نیز فقر مفهومی نامطلوب تلقی شده، به‌طوری که دغدغه اصلی فلاسفه، مجریان طرح‌ها و دست‌اندرکاران توسعه است. اهمیت فقر و مبارزه با آن به‌اندازه‌ای است که اولین هدف از اهداف توسعه هزاره^۱ (MDGs) و اهداف توسعه پایدار سازمان ملل^۲ (SDGs) به کاهش فقر اختصاص پیدا کرده است. با حرکت جامعه بشری به دهه سوم قرن بیست و یک، بررسی و ارزیابی امکان دستیابی به این هدف یعنی «پایان دادن به فقر در همه اشکال آن در همه‌جا» تا سال ۲۰۳۰ ضروری است. این موضوع توجه کشورهای مختلف و جوامع بین‌المللی را به خود جلب کرده است (تولفسون^۴، ۲۰۱۵).

دیدگاه‌های مختلفی درخصوص نحوه تجزیه و تحلیل و رویارویی با فقر به چشم می‌خورد. نگاهی به تاریخ بشر نشان می‌دهد که از زمان جنگ جهانی دوم، همکاری قاطعانه بین کشورها منجر به اقدامات زیادی برای ریشه‌کنی فقر شده است. این اقدامات عبارتند از: ۱. تأمین نیازهای اساسی فقرا برای کاهش گرسنگی و سوءتغذیه، تضمین امنیت غذایی، آموزش، مراقبت‌های بهداشتی اولیه، آب آشامیدنی سالم و بهداشت؛ ۲. کمک به افراد بیشتری برای اشتغال و اجتناب از بیکاری؛ ۳. ترویج عدالت جنسیتی، عدالت و برابری در فرآیندهای تصمیم‌گیری در همه سطوح؛ ۴. گسترش فرصت‌های سیاسی، اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی زنان و همچنین استقلال و توانمندسازی آن‌ها (آگولا و آوانگ^۵، ۲۰۱۴). با توجه به اقدامات صورت‌گرفته، موفقیت‌های چشمگیری در جهت کاهش فقر به‌دست آمده؛ به‌طوری که براساس گزارش بانک جهانی، ۱٫۲۲ میلیارد نفر در سراسر جهان در دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۷ از فقر خارج شده‌اند و نسبت افرادی که با کمتر از ۱٫۹۰ دلار در روز زندگی می‌کردند از ۳۶٫۲ درصد به ۹٫۲ درصد طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۲۰ کاهش یافته است؛ اما برنامه‌های ضد فقر همچنان در رأس برنامه‌های توسعه جهان قرار دارند (گو و همکاران^۶، ۲۰۲۲).

عدم شناخت صحیح فقر و عوامل مؤثر بر آن بالاخص در کشورهای در حال توسعه موجبات سیاست‌گذاری نامناسب، اتلاف منابع کمیاب اقتصادی و تداوم فقر را فراهم آورده است. عده‌ای دلایل فقر را به کمبودهای فردی و عده‌ای دیگر دلایل آن را به نقص در ساختار کشورها نسبت می‌دهند. نظریاتی که دلایل فقر را کمبودهای فردی می‌دانند به مذمت فرد می‌پردازند. اما نظریاتی که دلیل فقر را به ساختار جوامع نسبت می‌دهند، دلایل متعدد اجتماعی، سیاسی، زیست محیطی، جمعیتی و ... را برای این بیماری شوم (فقر) بالاخص در کشورهای در حال توسعه برمی‌شمرند.

-
1. Millennium Development Goals
 2. United Nations' Sustainable Development Goals
 3. End poverty in all its forms everywhere
 4. Tollefson (2015)
 5. Agola & Awang (2014)
 6. Guo et al. (2022)

در این میان، ایران به‌عنوان یکی از کشورهای درحال توسعه، به‌رغم دارا بودن منابع طبیعی فراوان، موقعیت خاص جغرافیایی، فرهنگ و تاریخ غنی از دیرباز با مشکلاتی همچون فقر گریبان‌گیر بوده است. انقلاب اسلامی ایران با هدف رفع فقر و محرومیت در سال ۱۳۵۷ به بار نشست. این ساختار، در چهل سال اخیر، بخش قابل‌توجهی از منابع طبیعی و ملی کشور را در جهت اهدافی همچون رفع فقر و محرومیت مصرف کرده، ولی نتایج قابل‌قبولی را ارائه نداده است. لازم به ذکر است گسترش زیرساخت‌هایی همچون آب، برق، گاز و راه‌های ارتباطی و ... از محصولات ساختار فعلی کشور هستند. اما در این میان، بحران‌های اقتصادی و اجتماعی بسیاری در این ساختار نمود پیدا کرده است. نرخ تورم دو رقمی طی سالیان متوالی، بیکاری میلیون‌ها جوان تحصیل‌کرده و مستعد، مهاجرت نخبگان، آسیب‌های زیست‌محیطی، بالا بودن شدت انرژی، افزایش حجم حاشیه‌نشینی، گسترش فعالیت‌های غیرمولد، فساد مالی و سیاسی، گسترش خشونت و ناامنی اجتماعی، عدم احترام به قانون، گسترش فقر و افزایش شکاف طبقاتی و مشکلاتی از این قبیل، نمونه‌ای از بحران‌های بارز در این ساختار است. بحران‌های اقتصادی موجود، تبعات اجتماعی فراوانی به دنبال داشته است. نرخ بالای تورم و بیکاری، فسادهای مالی و سیاسی، گسترش فعالیت‌های غیر مولد و ... از عواملی هستند که موجب فقر شده و به گسترش دامنه این معضل ختم شده است. به‌رغم توجه قانون اساسی به موضوع رفع فقر و محرومیت، با توجه به گذشت بیش از چهار دهه از پیروزی انقلاب اسلامی ایران می‌توان مدعی شد که دامنه فقر و محرومیت بالاخص در سال‌های اخیر در جامعه گسترش پیدا کرده است. آمار مربوط به هزینه و درآمد خانوار نشان می‌دهد درصد جمعیتی که با درآمدی کمتر از دو دلار در روز زندگی می‌کنند در سال ۱۳۹۱، ۰/۰۸ بوده که این رقم در سال ۱۴۰۰ به ۰/۷۲ رسیده است (مرکز آمار ایران، گزارش هزینه و درآمد خانوار). برآوردهای مربوط به وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی نشان می‌دهد که با رشد شدید خط فقر طی سال‌های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ نرخ فقر در سال ۱۳۹۸ به حدود ۳۲ درصد رسیده که بالاترین نرخ طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۸ بوده که با توجه به آن، در سال ۱۳۹۸ حدود ۲۶/۵ میلیون نفر در زیر خط فقر قرار داشته‌اند (وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی، ۱۴۰۰). آمار مربوط به فقر چند بعدی که از گزارش‌های بانک جهانی استخراج شده است نیز نشان می‌دهد که فقر چند بعدی در سال ۲۰۱۹ در ایران نسبت به سال ۲۰۱۳، ۱/۱۶ برابر شده است (بانک جهانی، ۲۰۲۲). پایدار بودن فقر در ایران ۲۰ نکته را گوشزد می‌کند که پیچیدگی‌هایی در مورد فقر و مکانیسم‌هایی که از طریق آن فقر به وجود می‌آید و خود را تداوم می‌بخشد، وجود داشته که به خوبی درک نشده است. بدین ترتیب مطالعه حاضر بر آن است تا با شناسایی عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی، تعامل بین عوامل مؤثر بر آن را در قالب یک مدل پویا و نه خطی تحلیل نماید؛ چراکه فقر مشکلی ساده و خطی نبوده، بلکه یک مشکلی پیچیده، سیستمی و چند علیتی است که

1. World Bank

۲. مطالعه گیلروانی و همکاران نشان می‌دهد که نوعی وابستگی حالت در وضعیت فقر وجود دارد؛ به‌طوری که بیش از ۸۰ درصد از خانوارهایی که در سال اول فقیر بودند، در سال دوم نیز فقیر می‌مانند.

نحوه تعامل متغیرهای مؤثر بر آن پیچیده و چندگانه است. به عبارت دیگر، پژوهش حاضر درصدد پاسخ به دو پرسش بر آمده است: اول اینکه چه عواملی بر فقر در جمهوری اسلامی ایران مؤثر است و دوم اینکه مکانیسم تعامل عوامل مؤثر بر فقر چگونه است. به طور کلی مسئله اصلی تحقیق حاضر این است که عوامل شناسایی شده مؤثر بر فقر در قالب چه مکانیزمی می‌توانند موجد فقر باشند. در جهت شناسایی عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران از مصاحبه‌ها با خبرگان مطرح در زمینه موضوع استفاده می‌شود؛ به طوری که کدهای استخراج شده از مصاحبه‌ها با بهره‌گیری از تحلیل تماتیک در تم‌ها جای داده می‌شوند. در جهت پاسخ به پرسش دوم پژوهش، با نگاه سیستمی و پویایی‌شناسانه و با تکیه بر نظریه پایه علیت تجمعی میردال ارتباط بین عوامل مؤثر بر فقر توسط نمودارهای علی (CLD) به نمایش درآمده و در نهایت خودتقویت‌کنندگی و تعادل نمودارهای علی مورد بررسی قرار گرفته و چند ساز و کار مداخله‌ای برای غلبه بر خود تقویت‌کنندگی سیستم پیشنهاد می‌شود. ساماندهی مقاله حاضر بدین‌گونه است که بعد از مقدمه، در قسمت دوم ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و پیشینه پژوهش ذکر شده، سپس در قسمت سوم به معرفی روش تحقیق پرداخته و در قسمت چهارم یافته‌ها تجزیه و تحلیل می‌شوند و سرانجام در قسمت پنجم نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

در زمینه فقر و محرومیت تحقیقات قابل توجهی انجام شده که در ذیل برخی از مطالعاتی که به بررسی علل فقر پرداخته‌اند، به اختصار در قالب جدول‌های (۱) و (۲) ارائه شده است:

جدول ۱: دسته‌بندی مطالعات پیشین خارجی

نویسندگان (سال)	موضوع مورد مطالعه	دوره زمانی	روش بررسی	یافته اصلی پژوهش
آچیا و همکاران (۲۰۱۰)	عوامل مؤثر بر فقر در بین ۴۰۰ خانوار شهری و روستایی کنیا	۲۰۰۳	مدل لاجیت	سطح سواد سرپرست خانوار، بعد خانوار، تعداد احشام و روستایی یا شهری بودن خانوار بر احتمال خروج خانوارها از فقر مؤثر است.
دیویس و گاوس (۲۰۱۳)	عوامل مؤثر بر فقر در آفریقای جنوبی	۱۸ آوریل تا ۳۰ می ۲۰۰۶	رگرسیون حداقل مربعات معمولی	ابعاد ساختاری بیشتر از ابعاد فردگرایانه بر فقر در آفریقا جنوبی مؤثر است.
رودریگز (۲۰۱۵)	عوامل مؤثر بر فقر ایالت‌های هم‌مرز با آمریکا در مکزیک	۲۰۰۸	مدل پروبیت	بعد خانوار، سن سرپرست خانوار و سطح سواد سرپرست خانوار اثر معنی‌داری بر فقر دارند.

1. Causal Loop Diagram
2. Achia et al. (2010)
3. Davis & Gouws (2013)
4. Rodriguez (2015)

نویسندگان (سال)	موضوع مورد مطالعه	دوره زمانی	روش بررسی	یافته اصلی پژوهش
کیم و همکاران (۲۰۱۶)	عوامل مؤثر بر فقر در سطوح ایالت، منطقه، ناحیه، محله و خانوار در کشور هند	۲۰۰۹-۲۰۱۰ و ۲۰۱۱-۲۰۱۲	مدل لجستیک چندسطحی	بیشترین تأثیر را عوامل سطح فردی بر فقر داشته‌اند.
رن و همکاران (۲۰۱۷)	۱۳ منطقه فقیر کشور چین	-	مدل چندسطحی	سیاست‌های مبارزه با فقر می‌تواند در مناطق مختلف متفاوت باشد.
بیاسه و زوآنه (۲۰۱۷)	عوامل تعیین‌کننده فقر در آفریقای جنوبی	۲۰۰۸-۲۰۱۴	پروبیست	آموزش، محل سکونت و نژاد سرپرست خانوار، وضعیت اشتغال و زناشویی سرپرست خانوار، نسبت وابستگی و جنسیت سرپرست خانوار از عوامل مؤثر بر فقر خانوار هستند.
رودریگز و همکاران (۲۰۲۱)	عوامل مؤثر بر فقر در مکزیک	۲۰۱۸	پروبیست	خانوارهای با بیش از یک عضو و سرپرست زن یا گویش محلی به احتمال زیاد فقیر هستند.
اچمد و همکاران (۲۰۲۳)	عوامل مؤثر بر فقر در روستاهای منتخب اندونزی	-	رویکرد توصیفی و خطی چندگانه	در صورت عدم مدیریت صحیح، منابع طبیعی می‌تواند تأثیر منفی بر سطح فقر داشته باشد.
زنیک و سویکان (۲۰۲۳)	بررسی احتمال فقر شدن زنان در آنتالیا	-	لاجیت ترتیبی	در مبارزه با فقر زنان، توانمندسازی و آموزش و بهبود درآمد و اشتغال می‌تواند نتایج مثبتی داشته باشد.

جدول ۲: دسته‌بندی مطالعات پیشین داخلی

نویسندگان (سال)	موضوع مورد مطالعه	دوره زمانی	روش بررسی	یافته اصلی پژوهش
حسن‌زاده (۱۳۷۹)	شناسایی عوامل مؤثر بر فقر در ایران	۱۳۷۰-۱۳۷۵	حداقل مربعات معمولی	سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی، اصلاح ساختار توزیع درآمد و ثروت، رشد شهرنشینی و صنعتی‌شدن مهم‌ترین عوامل مؤثر بر کاهش فقر در ایران هستند.
محمدزاده و همکاران (۱۳۸۹)	بررسی فقر و عوامل تعیین‌کننده آن در بین خانوارهای کشور	۱۳۸۷	پروبیست	تحصیلات سرپرست خانوار و جنسیت سرپرست خانوار، سن سرپرست خانوار، نسبت تعداد افراد دارای درآمد در خانوار و بعد خانوار در کاهش احتمال فقر خانوارها مؤثر می‌باشند.
حسنوند (۱۳۹۶)	بررسی تأثیر حداقل دستمزد بر نابرابری درآمد و فقر در ایران	۱۳۵۷-۱۳۹۴	الگوی خودرگرسیون برداراری	رشد حداقل دستمزد سبب کاهش نابرابری درآمد و فقر در ایران شده است.

- Kim et al. (2016)
- Ren et al. (2017)
- Biyase & Zwane (2017)
- Rodriguez et al. (2021)
- Achmad et al. (2023)
- Zanbak & Soykan (2023)

نویسندگان (سال)	موضوع مورد مطالعه	دوره زمانی	روش بررسی	یافته اصلی پژوهش
سالم و عرب‌یارمحمدی (۱۳۹۷)	بررسی عوامل مؤثر بر فقر چندبعدی در استان‌های ایران	۱۳۸۴-۱۳۹۴	داده‌های پنل و شاخص آلکبر و فوستر	در گروه عوامل فردی سال‌های تحصیل سرپرست خانوار، درجه استقلال تعداد اعضای خانوار و درنهایت بعد خانوار و در بین متغیرهای سطح کلان، نرخ تورم (با یک دوره وقفه) مهم‌ترین و مؤثرترین متغیر (از لحاظ بزرگی ضریب) بر شاخص فقر چندبعدی است.
علیزاده و همکاران (۱۴۰۰)	تحلیل فضایی اثر تورم و بیکاری بر فقر در استان‌های ایران	۱۳۸۵-۱۳۹۷	رویکرد اقتصادسنجی فضایی	بیکاری و نرخ تورم عواملی هستند که باعث بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش فقر در استان‌های ایران شده‌اند. همچنین مجاورت فضایی بین استان‌ها باعث بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود.
رضوی و همکاران (۱۴۰۰)	بررسی سیستمی فقر در ایران	-	الگوسازی تشریحی- ساختاری	چهار جزء تسهیلات خرد، آموزش، کمک‌های بلاعوض و تأمین اجتماعی به‌عنوان عوامل برون‌زا و راهبردی مؤثر بر فقر در نظر گرفته شدند.

وجه تمایز پژوهش حاضر با سایر تحقیقات انجام‌شده در این است که در مطالعه حاضر عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران از طریق مصاحبه^۱ با خبرگان ملی شناسایی و تحلیل شده است. در ادامه عوامل شناسایی‌شده با استفاده از تحلیل تماتیک در تم‌هایی تحت عناوین (ساختار فرهنگی، ساختار سیاسی، ساختار آموزشی و ساختار تولید) جای داده شده‌اند. در گام بعدی با توجه به علیت تجمعی و دور باطل فقر که توسط میردال مطرح شده است با نگاهی پویایی‌شناسانه و رویکرد سیستمی با استفاده از نمودارهای CLD مکانیسم تعامل بین عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران در ذیل هریک از تم‌ها رسم شده است. سپس تعامل بین تم‌ها (ساختار فرهنگی، ساختار سیاسی، ساختار آموزشی و ساختار تولید) نیز با استفاده از نمودار CLD به نمایش درآمده است. در انتها جهت غلبه بر دور باطل فقر و خودتقویت‌کنندگی سیستم، سازوکارهای مداخله‌ای پیشنهاد شده است.

۳. مبانی نظری

فقر در عام‌ترین معنای آن فقدان مایحتاج است. غذا، سرپناه، مراقبت‌های بهداشتی و درمانی برای همه انسان‌ها به‌دلیل حفظ کرامت انسانی ضروری است. با این حال، آنچه برای یک فرد ضروری تلقی می‌شود، ممکن است برای دیگران ضروری نباشد. نیاز برای هر شخص با استفاده از تعریف اجتماعی

۱. سؤالات مصاحبه به‌گونه‌ای مطرح شد که پاسخ‌های مربوط به آن‌ها دارای نگاه همه‌جانبه به فقر و عوامل مؤثر بر آن باشد؛ به‌طوری‌که عوامل مؤثر بر فقر صرفاً به عوامل اقتصادی محدود نشود.

و تجربه گذشته مشخص می‌شود (سن، ۱۹۹۹). به‌زعم ولنتاین^۲ جوهر فقر نابرابری است (ولنتاین، ۱۹۶۸). به عبارت دیگر، معنای اصلی فقر، محرومیت نسبی است.

اندیشمندان بسیاری در مورد علل فقر در کشورها نظریه‌پردازی کرده‌اند. تئوری‌های مطرح‌شده در مورد عوامل مؤثر بر فقر، مطابق تقسیم‌بندی مطالعه برادشاو^۳ (۲۰۰۷) در پنج دسته جای می‌گیرند. این پنج دسته عبارتند از: ریشه‌های فردی، ساختار فرهنگی، ساختار سیاسی - اقتصادی، جغرافیایی و علیت تجمعی و چرخه‌ای. به عبارت دیگر، در هر دسته متغیری شناسایی شده که بیشترین ارتباط را با ایجاد فقر دارد. هریک از دسته‌ها در ذیل به تفصیل مورد بحث قرار گرفته‌اند:

۱. رویکرد فردی (کمبودهای فردی)^۴: در این رویکرد، فرد مسئول وضعیت خود است. به‌طور معمول، نظریه‌پردازان محافظه‌کار سیاسی، افراد در فقر را به خاطر ایجاد مشکلات خود سرزنش می‌کنند و استدلال می‌کنند که با کار سخت‌تر و انتخاب‌های بهتر، فقرا می‌توانستند از مشکلات خود اجتناب کنند (و اکنون می‌توانند آن‌ها را برطرف کنند). در این رویکرد، افراد شکست می‌خورند؛ زیرا به اندازه کافی تلاش نمی‌کنند. کسانی که موفق نمی‌شوند باید با این واقعیت روبه‌رو شوند که خودشان مسئول شکست خود هستند. به عبارت دیگر، فرمول ساده موفقیت در این رویکرد، کار سخت است (برادشاو، ۲۰۰۷). گفتنی است که این رویکرد از افسانه آمریکایی هوراشیو الجرّه که هر فردی می‌تواند با مهارت و کار سخت موفق شود و انگیزه و پشتکار تنها چیزی است که برای رسیدن به موفقیت لازم است، نشأت گرفته است (آسن، ۲۰۰۲). اقتصاد نئوکلاسیک نیز علت فقر را در کمبودهای فردی جست‌وجو می‌کند. فرض اصلی این پارادایم غالب برای مطالعه شرایط منتهی به فقر این است که افراد با فرض دارا بودن اطلاعات کامل به دنبال به حداکثر رساندن رفاه خود با انتخاب و سرمایه‌گذاری هستند. هنگامی که برخی افراد بازده کوتاه‌مدت (به‌عنوان مثال چشم‌پوشی از تحصیلات دانشگاهی یا آموزش‌های دیگر که منجر به مشاغل با درآمد بهتر در آینده می‌شود) را انتخاب کنند، در این مورد است که تئوری اقتصادی، فرد را مسئول انتخاب‌های فردی خود می‌داند (برادشاو، ۲۰۰۷).

۲. ساختار فرهنگی^۵: در این رویکرد فقر ناشی از سیستم‌های اعتقادی و فرهنگی است که از خرده فرهنگ‌های فقر حمایت می‌کنند. به عبارت دیگر، فقر و علت آن در فرهنگ فقر^۸ ریشه دارد. این علت اغلب بر علل دیگر نیز تأثیر می‌گذارد. اسکار لوئیس^۹، فرهنگ فقر را مجموعه‌ای از باورها و ارزش‌هایی

-
1. Sen (1999)
 2. Valentine (1968)
 3. Bradshaw (2007)
 4. Individual Deficiencies
 5. Horatio Alger myth
 6. Asen (2002)
 7. Cultural Belief Systems
 8. Culture of Poverty
 9. Oscar Lewis

می‌داند که از نسلی به نسل دیگر منتقل می‌شود. این نظریه نشان می‌دهد که فقر با انتقال مجموعه‌ای از باورها، ارزش‌ها و مهارت‌هایی که به‌طور اجتماعی ایجاد می‌شوند، اما به صورت فردی نگهداری می‌شوند، ایجاد می‌شود. در این رویکرد، افراد مقصر نیستند؛ زیرا قربانی خرده‌فرهنگ یا فرهنگ ناکارآمد خود هستند. فرهنگ به‌صورت اجتماعی ایجاد و تداوم می‌یابد و منعکس‌کننده تعامل فرد و جامعه است. تعامل اجتماعی، نظریه فرهنگ فقر را از نظریه‌های فردی که فقر را به‌طور صریح به توانایی‌ها و انگیزه‌های فردی مرتبط می‌کند، متفاوت می‌کند. این رویکرد در قالب لیبرالیسم فرهنگی جای می‌گیرد (بردی ۲۰۱۹ و برادشاو، ۲۰۰۷). بردی (۲۰۱۹) ساختار فرهنگی مؤثر بر فقر با انگیزه‌های افراد را در طبقه‌ای به نام تئوری‌های رفتاری قرار داده است. در این طبقه رفتار، مکانیسم کلیدی است که مستقیماً باعث فقر می‌شود (بردی، ۲۰۱۹).

۳. ساختار سیاسی، اقتصادی و اجتماعی: نظریه‌پردازان در این رویکرد، به فرد به‌عنوان منبع فقر نمی‌نگرند، بلکه به نظام اقتصادی، سیاسی و اجتماعی می‌نگرند که باعث می‌شود افراد فرصت‌ها و منابع محدودی برای دستیابی به درآمد و رفاه داشته باشند. تحقیقات و تئوری‌های این رویکرد تلاش می‌کنند تا مشکلی که رنک و همکاران^۳ (۲۰۰۳) ذکر کرده‌اند را برطرف کنند. رنک و همکاران (۲۰۰۳) معتقدند که محققان فقر به جای پرداختن به این واقعیت که بازی در وهله اول بازنده تولید می‌کند، بر روی افرادی که در بازی اقتصادی بازنده می‌شوند، تمرکز کرده‌اند (رنک و همکاران، ۲۰۰۳). روشنفکران اجتماعی قرن نوزدهم با بررسی اینکه چگونه سیستم‌های اجتماعی و اقتصادی تحت تأثیر قرار گرفته و وضعیت فقر را ایجاد کرده‌اند، نظریه‌های فردی فقر را مورد مذمت قرار دادند. برای مثال، مارکس^۴ نشان داد که چگونه نظام اقتصادی سرمایه‌داری «ارتش ذخیره بیکاران»^۵ را به‌عنوان یک استراتژی آگاهانه برای پایین نگه‌داشتن دستمزدها ایجاد کرده است. دورکیم^۶ نشان داد که حتی شخصی‌ترین اعمال (خودکشی) توسط سیستم‌های اجتماعی میانجی‌گری می‌شود. ادبیات فقر نشان می‌دهد که ساختار نظام اقتصادی به‌گونه‌ای است که افراد فقیر صرف‌نظر از اینکه چقدر شایستگی دارند، عقب می‌مانند (توبین^۷، ۱۹۹۴). ارتباط بین ثروت و قدرت نشان می‌دهد که افراد فقیر کمتر در بحث‌های سیاسی شرکت می‌کنند، منافع آن‌ها در فرآیند سیاسی آسیب‌پذیرتر است و در بسیاری از سطوح کنار گذاشته می‌شوند. انگ اجتماعی به گروه‌هایی از افراد به دلیل نژاد، جنسیت، ناتوانی، مذهب یا گروه‌بندی‌های دیگر باعث می‌شود که آن‌ها بدون توجه به توانایی‌های شخصی فرصت‌های محدودتری داشته باشند (بردی، ۲۰۱۹ و برادشاو، ۲۰۰۷).

1. Brady (2019).

2. Economic, Political, and Social Distortions or Discrimination

3. Rank et al. (2003)

4. Marx

5. reserve army of the unemployed

6. Durkheim

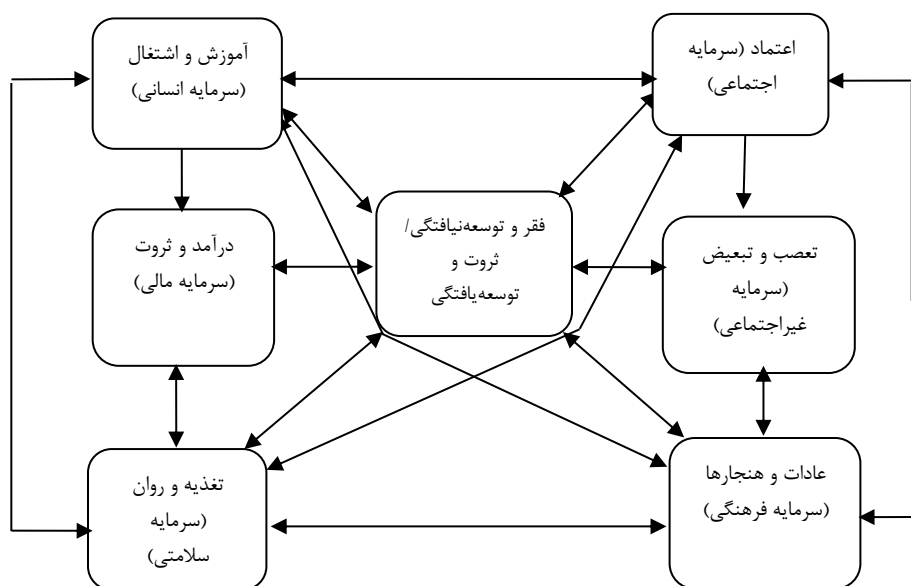
7. Tobin (1994)

۴. نابرابری‌های جغرافیایی^۱: فقر روستایی، فقر محله‌نشین، عدم سرمایه‌گذاری شهری، فقر جنوب، فقر جهان سوم و مواردی از این قبیل، توصیف فضایی فقر را نشان می‌دهد که جدا از سایر نظریه‌های موجود است. این نظریه منطقه‌ای توجه را به این واقعیت جلب می‌کند که مردم، نهادها و فرهنگ‌ها در مناطق خاص جغرافیایی فاقد منابع مورد نیاز برای ایجاد رفاه، درآمد و قدرت بازتوزیع هستند. جغرافیای فقر، بیان فضایی نظام سرمایه‌داری است (برادشاو، ۲۰۰۷). این توضیحات شامل عدم سرمایه‌گذاری، نزدیکی به منابع طبیعی، تراکم، انتشار نوآوری و عوامل دیگر در برخی از مکان‌ها است (موریل و ولنبرگ، ۱۹۷۱).

۵. علیت تجمعی و چرخه‌ای^۲: آخرین نظریه مورد بحث راجع به فقر مطابق تقسیم‌بندی برادشاو علیت تجمعی و چرخه‌ای است. این نظریه پیچیده‌ترین نظریه بوده و تا حدی بر اجزای هریک از نظریه‌های دیگر بنا شده است. به این صورت که به فرد و جامعه‌اش به‌عنوان مارپیچی از فرصت‌ها و مشکلات می‌نگرد. مجموعه انباشته‌ای از مشکلات، هرگونه پاسخ مؤثر را تقریباً غیرممکن می‌سازد (برادشاو، ۲۰۰۰). منشأ این نظریه را می‌توان در کار میردال یافت که کمک شایانی به توسعه‌نیافتگی و توسعه اقتصادی کرده است (میردال، ۱۹۵۷)^۳. میردال خاطرنشان می‌کند که رفاه شخصی و رفاه جامعه درگیر مجموعه‌ای از روابط است. بحث میردال در مورد علل توسعه را می‌توان در منطق دور باطل جست‌وجو کرد. او معتقد است مردم به دلیل فقیر بودن بیمار هستند. آن‌ها فقیرتر شدند، زیرا بیمار بودند و بیمارتر شدند، زیرا فقیرتر بودند. واضح است که طی این فرآیند، وقتی یک عامل منفی با سایر متغیرهایی که سیستم را تشکیل می‌دهند در تعامل باشد، به‌طور فزاینده‌ای منفی می‌شود. این یافته برخلاف اصل مفهوم تعادل پایدار پیشنهاد شده توسط مکتب کلاسیک است. میردال معتقد است که سیستم به سمت تعادل نمی‌رود، بلکه از این موقعیت دور می‌شود. بنابراین، یک تغییر اولیه در تلاش برای تغییر کل سیستم در همان جهت تغییر، می‌تواند مثبت یا منفی باشد. با وجود این، فرآیند تغییر را می‌توان با تغییرات متغیرهایی که برای سیستم برون‌زا هستند، متوقف، هدایت یا کاهش داد. از جمله این متغیرها می‌توان به مداخله سیاسی برنامه‌ریزی‌شده اشاره کرد. میردال با استفاده از تحلیل پویا و رویکرد علیت تجمعی به تحلیل فقر می‌پردازد. در فرآیند مربوط به علیت تجمعی، متغیرهای A و B بر یکدیگر اثر می‌گذارند و این روند به‌صورت زنجیره‌ای ادامه می‌یابد. در نتیجه، نقطه تعادلی وجود نخواهد داشت (دادگر، ۱۳۸۳).

به اعتقاد میردال، مفهوم علیت تجمعی وسیله‌ای مؤثر برای تحلیل واقع‌بینانه از تحولات اجتماعی است. مطابق علیت تجمعی، سوءتغذیه افراد فقیر سبب بیماری و بیماری سبب کاهش قدرت جسمانی فرد می‌شود. برای فرد فقیر کاهش قدرت جسمانی به معنای نداشتن غذای کافی و امکان تحصیل و ... بوده که این به معنای باقی ماندن در فقر دائمی است. فقر اقشار پایین، آن‌ها را از تحصیل محروم

کرده و به‌صورت گسترده و عمیق در ورطه فقر و بیکاری دائمی می‌کشاند. از این‌رو، از نظر میردال، پدیده‌های اقتصادی و اجتماعی در کشورهای در حال توسعه دارای روابط علت و معلولی هستند. علت جمعی، اثرات بازدارنده را تشدید می‌کند. در این روند، شرایط به نحوی تنظیم می‌شود که فقر عامل ایجاد فقر خواهد شد. از نظر میردال، یک کشور، فقیر است برای اینکه فقیر است. میردال معتقد است که تحلیل اقتصادی به یک رویکرد کل‌نگر نیاز دارد. در یک سیاست اقتصادی منسجم، مشکل خاصی وجود ندارد؛ بلکه همه مشکلات خاص به هم مرتبط هستند. او یک سیستم اجتماعی را متشکل از تعدادی شرایط علت مرتبط با یکدیگر تصور کرده که تغییر در هریک از شرایط باعث ایجاد تغییرات جمعی در سایر شرایط می‌شود. به عبارت دیگر میردال علت جمعی و چرخه‌ای را در فقر جوامع مؤثر می‌داند (لوندال و همکاران، ۱، ۲۰۲۰). مدل مفهومی علت جمعی مؤثر بر فقر جوامع در قالب نمودار (۱) نشان داده شده است:



نمودار ۱: نمودار علت پویای عوامل فرهنگی، اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر فقر

(منبع: اهارا، ۳، ۲۰۰۸)

نمودار (۱) نشان می‌دهد که فقر و توسعه‌نیافتگی - و نقطه مقابل آن، ثروت و توسعه - از نظر تاریخی با شش عامل و کانال اصلی به صورت پیچیده در ارتباط است. این عوامل شامل آموزش و اشتغال (کانال‌های سرمایه انسانی)، اعتماد (کانال‌های سرمایه اجتماعی)، تعصب و تبعیض (کانال‌های

سرمایه غیراجتماعی^۱، عادات، هنجارها و آداب (کانال‌های سرمایه فرهنگی)، تغذیه و روان (کانال‌های سرمایه سلامت) و درآمد و ثروت (کانال‌های سرمایه مالی) است. این شش شکل از سرمایه - انسانی، اجتماعی، غیراجتماعی، فرهنگی، بهداشتی و مالی - به تعیین فقر کمک کرده و به نوبه خود تحت تأثیر فرآیندهای مرتبط با فقر و توسعه‌نیافتگی (و نقطه مقابل آن، پیشرفت و توسعه) قرار می‌گیرند. نکته مهم در اینجا وابستگی متقابل است: عوامل به‌صورت چندگانه با هم تعامل دارند و از راه‌های پیچیده‌ای بر فقر و توسعه‌نیافتگی اثر می‌گذارند. همان‌طور که میردال اذعان داشت، پیوندها دایره‌ای هستند (به روش‌های پیچیده)، و تأثیر آن‌ها در طول زمان طولانی تمایل به تجمع دارد. تعاملات دایره‌ای و تجمعی عوامل بر فقر و توسعه‌نیافتگی و نیز پیشرفت و توسعه‌یافتگی تأثیر می‌گذارند. عوامل فرهنگی، نهادی، سیاسی و حتی روان‌شناختی در فرآیندهای اقتصادی نقش دارند و با تعاملات بازخوردی وارد عرصه می‌شوند. عناصر کمی و کیفی در این مجموعه، دارای وابستگی‌های متقابل مهم هستند (اهارا، ۲۰۰۸).

فقر نه تنها مشکلی اقتصادی، بلکه معضلی اجتماعی است. در نتیجه، عوامل متعدد فرهنگی به تصویر کشیده می‌شوند که فقر را ترویج می‌کنند و فقر را به سازه‌ای فرهنگی تبدیل می‌کنند. مجموعه خاصی از ویژگی‌های فرهنگی منفی، آسیب‌پذیری و فقر را در میان افرادی که دائماً در دام فقر افتاده‌اند، ایجاد و ترویج می‌کنند؛ زیرا این ویژگی‌ها از نسلی به نسل دیگر بازتولید می‌شوند. همان‌طور که ذکر شد، تقریباً همه نویسندگان بین نظریه‌هایی که علت فقر را در ضعف‌های فردی جست‌وجو کرده و نظریه‌هایی که علت فقر را پدیده‌های اجتماعی می‌دانند، تمایز قائل می‌شوند. رایان^۲ این دوگانگی را در قالب «مذمت علت»^۳ مطرح می‌کند (رایان، ۱۹۷۶). گلداسمیت و بلیکلی^۴ دو مفهوم «فقر به‌عنوان رویداد یا تصادف»^۵ و «فقر به‌عنوان ساختار»^۶ را از هم متمایز می‌کنند. شیلر^۷ این دوگانگی را در قالب شخصیت‌های معیوب، فرصت‌های محدود^۸ توضیح می‌دهد (شیلر، ۱۹۸۹). جنینگز^۹ در توضیح علت فقر، مفهوم فردی را در برابر جامعه بررسی کرده و بر پویایی‌های نژادی و سیاسی تأکید می‌کند (جنینگز، ۱۹۹۹). رنک تأکید می‌کند که تمرکز بر صفات فردی به‌عنوان عامل فقر، نابجا و نادرست است، نارسایی‌های ساختاری در نظام اقتصادی، سیاسی و اجتماعی علت محسوب می‌شود (رنک، ۲۰۰۴). تفاوت دیدگاه فردی و دیدگاه ساختاری نسبت به فقر در جدول (۳) به نمایش درآمده است:

-
1. Asocial Capital
 2. Ryan (1976)
 3. blaming the victim
 4. Goldsmith & Blakely.
 5. poverty as incident or accident
 6. poverty as structure
 7. Schiller (1989)
 8. flawed characters, restricted opportunity
 9. Jennings (1999)
 10. Rank (2004)

جدول ۳: دیدگاه فردگرایانه و دیدگاه ساختاری نسبت به فقر

دیدگاه فردی	دیدگاه ساختاری
فقر یک مشکل فردی است که نتیجه شکست فقرا است.	فقر یک معضل اجتماعی است که نتیجه ناکامی‌های جامعه است.
منشأ فقر و علل تداوم آن در ارزش‌ها، نگرش‌ها و رفتارهای خود افراد فقیر قرار دارد.	منشأ فقر و علل آن نهادهای اقتصادی، سیاسی، فرهنگی و اجتماعی جامعه است.
فقر از نارسایی‌ها، ضعف‌ها و کمبودهای فقرا ناشی می‌شود.	فقر از نابرابری در توزیع قدرت، فرصت‌ها و منابع ناشی می‌شود.
فقر ناشی از ناتوانی یا عدم تمایل فقرا برای استفاده از فرصت‌های موجود است.	فقر ناشی از ناتوانی نظام‌های اقتصادی و سیاسی در ارائه فرصت‌های کافی است.
افراد فقیر از تصمیمات بد در زندگی رنج می‌برند.	افراد فقیر از گزینه‌های محدود رنج می‌برند.
موانع اولیه برای دستیابی به دستاوردهای اقتصادی داخلی هستند که در درون خود افراد قرار دارند.	موانع اصلی برای دستیابی به دستاوردهای اقتصادی خارجی هستند که در محیط اجتماعی بزرگ‌تر قرار دارند.
مشکل فقر تبدیلی، کم‌مهارتی و تحصیلات ضعیف کارگران است.	مشکل فقر مشاغل بد، کم‌درآمد و بدون هیچ نوع پیشرفتی است.
فقر یک معضل فرهنگی و اخلاقی است که ناشی از ضعف در ارزش‌های خانواده و زوال اخلاق کار است.	فقر یک معضل اقتصادی و سیاسی، استثمار اقتصادی و به حاشیه راندن فقرا است.
طبقه فقیر و متوسط در فرصت‌ها شبیه هم هستند، اما در ارزش‌ها و آرزوهایشان اساساً با هم تفاوت دارند.	طبقه فقیر و متوسط از نظر ارزش‌ها شبیه هم هستند، اما از نظر فرصت‌هایی که در اختیارشان قرار می‌گیرد، تفاوت اساسی دارند.
برابری فرصت‌ها وجود دارد؛ به‌طوری که افراد در یک زمین بازی تقریباً برابر با هم رقابت می‌کنند و همه شانس دستیابی به موفقیت اقتصادی را دارند.	نابرابری فرصت‌ها وجود دارد؛ به‌طوری که افراد در یک زمین بازی نابرابر رقابت می‌کنند و بسیاری از مردم از شانس دستیابی به موفقیت اقتصادی محروم هستند.
تعصب و تبعیض بر اساس نژاد/قومیت و جنسیت موانع قابل توجهی برای دستاوردهای اقتصادی ایجاد نمی‌کنند.	تعصب و تبعیض براساس نژاد/قومیت و جنسیت موانع مهمی بر سر راه دستاوردهای اقتصادی ایجاد می‌کنند.
انتخاب فردی بیش از محدودیت‌های محیطی بر توضیح نتایج اقتصادی افراد اهمیت دارد.	محدودیت‌های محیطی بیش از انتخاب فردی در توضیح نتایج اقتصادی افراد اهمیت دارد.
فقر نتیجه تصمیمات و انتخاب خود افراد فقیر است.	فقر نتیجه تصمیمات و انتخاب نخبگان اقتصادی و سیاسی است.
نتایج بازار کارآمد و منصفانه است و مداخله دولت برای کاهش فقر عموماً غیرضروری و نامطلوب است.	نتایج بازار ناکارآمد و ناعادلانه است و مداخله دولت برای کاهش فقر ضروری و مطلوب است.
با اصلاح فقرا به بهترین نحو می‌توان با فقر مبارزه کرد تا مهارت‌ها، نگرش‌ها و انگیزه‌های لازم برای رقابت موفق در بازار کار را در اختیار آن‌ها قرار گیرد.	با اصلاح و بازسازی بازار کار برای ایجاد فرصت‌های شغلی بهتر و افزایش درآمد کارگران کم‌دستمزد می‌توان با فقر به بهترین وجه مبارزه کرد.
تخصیص منابع ارزشمند در جامعه محصول تلاش فردی و توزیع توانایی است.	تخصیص منابع ارزش در جامعه محصول تضاد اجتماعی و توزیع قدرت است.
بهترین استراتژی برای فقرا برای غلبه بر فقر، بهبود مهارت‌های خود و تلاش بیشتر است.	بهترین استراتژی برای فقرا برای غلبه بر فقر، مشارکت در کنش سیاسی جمعی برای دستیابی به توزیع عادلانه‌تر منابع اجتماعی است.

(منبع: رویس، ۲۰۲۲)

۴. روش‌شناسی پژوهش

مطالعه حاضر به لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی بوده و از نظر تجزیه و تحلیل اطلاعات از نوع تحقیقات تحلیلی - اکتشافی است. پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های کیفی است. ابزار گردآوری اطلاعات مصاحبه‌های نیمه‌ساختاریافته و عمیق است. از آنجا که هدف مطالعه حاضر شناسایی عوامل

مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران از دیدگاه خبرگان و صاحب‌نظران مسایل اقتصادی، اجتماعی و سیاسی ایران است با استفاده از نمونه‌گیری نظری تحت روش گلوله برفی نمونه‌ها انتخاب و مصاحبه صورت گرفت. مدت زمان هر مصاحبه به‌طور متوسط ۳۰ دقیقه می‌باشد که در پاییز ۱۴۰۱ انجام گرفته است. شایان گفتن است که بعد از کسب اجازه از هریک از خبرگان صحبت‌های آن‌ها ضبط و در گام بعدی به‌صورت نوشتاری در برنامه Office Word ثبت شدند. همان‌طور که پیش‌تر نیز اشاره شد، روش گردآوری اطلاعات در مطالعه حاضر مصاحبه‌های عمیق و نیمه‌ساختار می‌باشد که با انجام ۱۶ مصاحبه، پژوهش به اشباع نظری رسید. به منظور اطمینان از اینکه مصاحبه‌های بعدی اطلاعات جدیدی را به یافته‌های قبلی اضافه نمی‌کند، ۴ مصاحبه دیگر نیز انجام شد، ولی اطلاعات جدیدی به یافته‌های قبلی اضافه نگردید. از این‌رو، با انجام ۲۰ مصاحبه از اشباع نظری اطمینان حاصل شد و نمونه مطالعه مورد نظر ۲۰ مورد گردید که اطلاعات جمعیت‌شناختی آن‌ها در جدول (۴) ارائه شده است.

جدول ۴: اطلاعات جمعیت‌شناختی گروه خبرگان

شغل	جنس		تحصیلات		سن (سال)		
	مرد	زن	دکتری	کارشناسی ارشد	۳۵-۲۰	۵۰-۳۵	۶۵-۵۱
اعضای هیئت علمی رشته‌های علوم اقتصادی، علوم اجتماعی، تاریخ، جغرافیا و مدیریت	۱۱	۱	۱۲	۰	۰	۸	۴
سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان‌ها	۲	۱	۲	۱	۰	۲	۱
فعال حوزه کسب و کار	۳	۰	۳	۰	۰	۳	۰
پژوهشگر توسعه	۲	۰	۲	۰	۰	۲	۰
تعداد	۱۸	۲	۱۹	۱	۰	۱۵	۵
کل	۲۰		۲۰		۲۰		

(منبع: یافته‌های تحقیق)

بعد از شناسایی خبرگان و انجام مصاحبه‌های عمیق و نیمه‌ساختاریافته، روش تحلیل تماتیک^۱ مورد استفاده قرار گرفت. روش تحلیل تماتیک، روشی برای تحلیل داده‌های کیفی جهت شناسایی الگوی معنایی در مجموعه‌ای از داده‌ها است. این تحلیل، فرآیند شناسایی تم‌ها در بطن داده‌های کیفی است. در این روش الگوی مفهومی مناسب، با استفاده از داده‌های کیفی به‌دست آمده از مصاحبه‌ها به‌دست می‌آید. گفتنی است که جهت کدگذاری مصاحبه‌ها از نرم‌افزار MAXQDA بهره گرفته می‌شود. درنهایت کدهای مشخص‌شده در قالب عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران دسته‌بندی و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. در این مطالعه عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی

ایران در قالب چهار تم اصلی ساختار سیاسی، ساختار فرهنگی، ساختار تولید و ساختار آموزشی مطرح شده است. همچنین به منظور نمایش روابط پیچیده بین عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران در قالب تم‌های اصلی و فرعی از رویکرد پویایی‌شناسانه کیفی و حلقه‌های بازخوردی در محیط نرم افزار Vensim 6.4E استفاده گردید. همان‌طور که در قسمت مقدمه بیان شد، رویکردی مورد نیاز است که بتواند ارتباط عوامل مؤثر بر فقر را در شکل‌دهی آن منعکس کند. از این‌رو، روابط بین تم‌های اصلی و فرعی استخراج‌شده از تحلیل تماتیک مصاحبه خبرگان با نگاهی پویایی‌شناسانه به تصویر کشیده می‌شود. استفاده از نگاهی پویایی‌شناسانه روشی برای شناخت سیستم‌های پیچیده اجتماعی، مدیریتی، اقتصادی یا زیست‌محیطی و ... است. این روش ابزاری برای نشان دادن روابط علت - معلولی در مورد یک مشکل در جامعه است (استرمن، ۲۰۰۰).

این رویکرد، ارتباطات مجموعه‌ای از متغیرهای درگیر در یک سیستم را ترسیم می‌کند. عناصر اساسی، عوامل و روابط هستند. عوامل متغیرهای داخل سیستم بوده و روابط با استفاده از فلش‌ها به نمایش درمی‌آیند. ارتباط بین متغیرهای سیستم با استفاده از حلقه‌های علی به نمایش درمی‌آید. حلقه‌های علی که نشان‌دهنده علیت هستند یک رابطه مفهومی بوده که روابط بین مجموعه‌ای از متغیرها را نشان می‌دهند؛ به‌طوری که این رابطه از یک متغیر شروع شده و در نهایت به همان متغیر می‌رسد. دو نوع علیت در مفهوم‌سازی سیستم مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ علیت مثبت و علیت منفی. علیت مثبت: این رابطه علی بیانگر تغییر یک طرفه بین علت و معلول است. به این معنی که اگر تغییر در علت بیشتر شود، معلول نیز بیشتر می‌شود. مثالی از علیت مثبت به شرح زیر است:

تولد $\xrightarrow{+}$ جمعیت

علیت منفی: این رابطه علی بیانگر جهت مخالف تغییر بین علت و معلول است. این بدان معناست که اگر تغییر در علت بیشتر شود، معلول کمتر می‌شود. نمونه‌ای از علیت منفی به شرح زیر است:

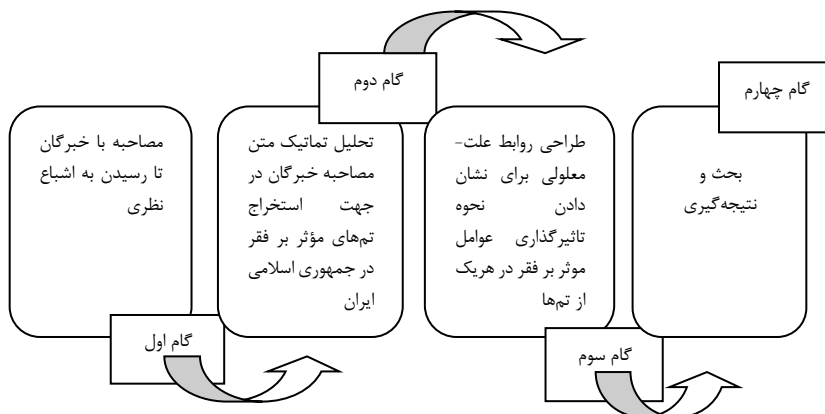
مرگ $\xrightarrow{-}$ جمعیت

اگر یک یا چند رابطه علی یک دایره بسته را تشکیل دهند، دایره بازخورد^۲ نامیده می‌شود. دو نوع بازخوردی که ظاهر می‌شوند، عبارتند از: ۱. بازخورد مثبت^۳ (تقویت‌کننده^۴) که با R نشان داده می‌شود؛ ۲. بازخورد منفی^۵ (خود اصلاحی^۶ و تعادل^۷) که با B نمایش داده می‌شود.

۱. بازخورد مثبت: این بازخورد زمانی اتفاق افتاد که رابطه علی بین اجزا به‌طور کلی مثبت باشد.
۲. بازخورد منفی: بازخورد منفی در شرایطی رخ می‌دهد که یک حلقه منفی تشکیل شود؛ زیرا در این حالت، رابطه علی بین عناصر مختلف در کل منفی است. در این حالت، بازخورد تمایل به

1. Sterman (2000)
2. Feedback
3. Positive Feedback
4. Reinforcing
5. Negative Feedback
6. Self-Correcting
7. Balancing

محدود کردن فرآیندهایی دارد که در سیستم اتفاق می‌افتد و سعی در یافتن تعادل دارد (احمد و کوستیوان، ۲۰۱۸).



نمودار ۲: گام‌های پژوهش

۵. بحث

در این قسمت قصد بر این است که مشخص شود چه علل و عواملی منجر شده است که طی دهه‌های اخیر و به‌رغم اینکه بحث مربوط به فقر و استراتژی‌های کاهش آن در دنیا مطرح بوده و در برخی از کشورها اقدامات اساسی در جهت کاهش فقر درآمدی و فقر چندبعدی صورت گرفته، در کشور ایران نه تنها وضعیت بهتر نشده بلکه کشور روز به روز با بحران‌های عظیمی در این زمینه مواجه است. به عبارت دیگر، هدف مطالعه حاضر، شناسایی عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران و مکانیسم تعامل این عوامل می‌باشد. این سؤال در قالب مصاحبه نیمه‌ساختاریافته مطرح شد و مطابق پاسخ‌های دریافت‌شده عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران در قالب چهار تم اصلی ساختار فرهنگی، ساختار سیاسی، ساختار تولید و ساختار آموزشی دسته‌بندی شدند که در ادامه مورد بحث قرار می‌گیرند.

۵-۱. عوامل ناشی از ساختار فرهنگی

این دسته از عوامل شامل ارزش‌ها، هنجارها، اعتقادات، عادات، خصوصیات بازیگران و راه و روش زندگی آن‌ها است که بر پدید آمدن پدیده فقر و استمرار آن مؤثرند؛ چراکه ساختار فرهنگی در بروز پدیده‌های اجتماعی نقش مؤثری دارد. اعتقاد هانز که فرهنگ در همه‌جا حضور دارد و اعتقاد لاندس^۱ که فرهنگ را ریشه تمام تفاوت‌ها می‌داند، مؤیدی بر این ادعاست. ساختار فرهنگی یک نیروی تعیین‌کننده، تحقق‌بخش، تسهیل‌کننده و توان‌دهنده یا بازدارنده، مقیدکننده یا مانع‌کنش می‌باشد.

کدهای شناسایی‌شده مربوط به ساختار فرهنگی به دو دسته پارادایم‌های ذهنی^۱ بازیگران (مردم و مسئولین) و فرهنگ فقر^۲ حادث‌شده در جامعه طبقه‌بندی شده که در قالب جدول (۵) به نمایش گذاشته شده است:

جدول ۵: عوامل ناشی از ساختار فرهنگی

فرهنگ فقر	پارادایم‌های ذهنی
جبرگرایی و تقدیرگرایی	حاکم بودن تفکر قبل از رنسانس در کشور
ضعف در فرهنگ تولید	اعتقاد به کافی بودن شرع برای حکومت‌داری
	عدم اعتقاد به برنامه و برنامه‌ریزی
	عدم اعتقاد به قانون و قانون‌گذاری
	دنبال کردن نفع شخصی در بین اعضای جامعه

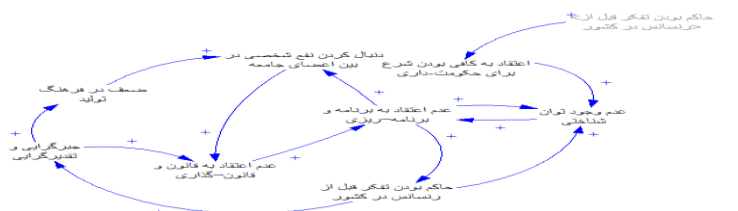
(منبع: یافته‌های تحقیق)

فرهنگ فقر: عناصر مربوط به فرهنگ فقر که در مطالعه حاضر شناسایی شده‌اند، عبارتند از جبرگرایی و تقدیرگرایی و ضعف در فرهنگ تولید.

در جامعه ایران تفکرهای پس‌برنده تبدیل به هنجارهایی شده که خصلت سازگاری با شرایط موجود در بازیگران شکل یافته است. منش فقر در جامعه حاکم شده و افراد با جامعه فقیرانه خود سازگاری پیدا کرده‌اند. شیوه‌ای از تفکر در جامعه رایج شده که فرد و جامعه را در فقر نگه می‌دارد. جبرگرایی و تقدیرگرایی در جامعه پدید آمده و پایدار شده است. تن سپردن به قضا و قدر، بدبینی نسبت به آینده، باور به عدم ایجاد تغییرات مثبت در آینده و باور به اینکه آینده بدتر از حال خواهد بود، باور به اینکه خلاقیت و تلاش راه به جایی نمی‌برد و بسیاری از افراد از طریق رانت به منصب رسیده‌اند، باعث خو گرفتن به وضع موجود و عدم تمایل به تغییر شده است. اعتماد به شرایط بهتر در افراد جامعه سرکوب شده و بی‌تفاوتی به شرایط موجود در آن‌ها به وجود آمده است. عدم وجود فرهنگ تولید در جامعه ایران به سبب وجود دلایلی همچون راحت‌طلبی، بروکراسی‌های اداری، عدم تضمین حقوق مالکیت، وجود رانت در همه ابعاد، حضور نهادهای تابع قدرت در اقتصاد، سودآور بودن فعالیت‌های واسطه‌گری نسبت به تولید و ... نهادینه شده است. شیوه‌ای از تفکر در جامعه رواج پیدا کرده که فرد و جامعه در باتلاق فقر گرفتار شده‌اند.

پارادایم‌های ذهنی: ریتزر بر این باور است که پارادایم ذهنی جهان اجتماعی را تولید کرده و خودش نیز تولیدشده جهان اجتماعی است (ریتزر، ۱۳۸۷). عناصر شناسایی‌شده مربوط به پارادایم ذهنی که از عوامل موجد فقر در جمهوری اسلامی ایران هستند عبارتند از: عدم اعتقاد به برنامه و برنامه‌ریزی، عدم اعتقاد به قانون و قانون‌گذاری، حاکم بودن تفکر قبل از رنسانس در کشور، اعتقاد به کافی بودن شرع برای حکومت‌داری، دنبال کردن نفع شخصی در بین اعضای جامعه.

خبرگان شرکت‌کننده در مصاحبه بیان می‌کنند که «عدم اعتقاد به برنامه و برنامه‌ریزی در همه جهات باعث شده است که برنامه جامع و مدونی برای کشور وجود نداشته باشد و کشور در قالب روزمرگی اداره شود. دنبال کردن نفع شخصی در بین اعضا جامعه باعث شده که افراد حاضر باشند به سود خود و به ضرر دیگری انواع فعالیت‌ها را انجام دهند. احتکارهای انجام‌شده در اقلام ضروری مردم جامعه را می‌توان به‌عنوان نمونه‌ای از ترجیح نفع شخصی به نفع جمعی مثال زد که به دور از ارزش‌های انسانی و ایرانی است. این مورد را می‌توان نشأت گرفته از تورم بنیادی موجود در جامعه دانست؛ چراکه تورم بنیادی نهادهای اخلاقی جامعه، اخلاق سرمایه‌گذاری، اخلاق اجتماعی و اخلاق کسب و کار را از بین می‌برد. همان‌طور که واضح است، عناصر مربوط به ساختار فرهنگی با متأثر ساختن تولید و نابرابری در به وجود آمدن فقر و شیوع آن در جامعه ایران تأثیرگذار بوده‌اند». روابط علی بین عناصر ساختار فرهنگی را می‌توان در قالب نمودار (۳) نمایش داد.



نمودار ۳: روابط علی بین عناصر ساختار فرهنگی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵-۲. عوامل ناشی از ساختار سیاسی

عناصر مربوط به ساختار سیاسی شناسایی شده در میان مصاحبه‌های خبرگان، با کاهش دادن رشد اقتصادی و ایجاد نابرابری بر فقر در جمهوری اسلامی ایران اثر قابل توجهی داشته‌اند. این عناصر عبارتند از: نظم با دسترسی محدود، حضور نهادهای تابع قدرت در اقتصاد، انزوای سیاسی، عدم تضمین حقوق مالکیت، عدم شفافیت در دسترسی به اطلاعات، عدم وجود آزادی بیان در مطبوعات، رانت، عدم وجود مکانیسم قوی برای نظارت، قوی نبودن اتحادیه‌های کارگری، پاسخگو نبودن نظام حکومتی ایران، عدم وجود دولت محلی قوی، عدم اعتقاد به قانون و قانون‌گذاری، عدم آموزش مطالبه‌گری در مدرسه و دانشگاه.

نظم با دسترسی محدود ۱ حاصل توافق اعضای قدرتمند یک جامعه جهت از بین بردن خشونت است که در آن اعضا با هم ائتلافی را تشکیل داده که اساس دوام این ائتلاف تقسیم رانت میان اعضا است. در این نوع حکومت، نظام سیاسی به‌وسیله دستکاری نظام اقتصادی، رانت تولید کرده و بقای خود را تأمین می‌کند. این شیوه اداره جامعه هرچند خشونت را از بین می‌برد، مضراتی را نیز به همراه

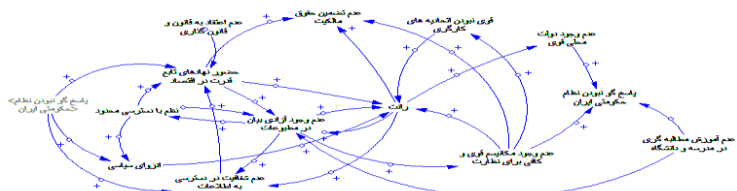
دارد که مهم‌ترین آن‌ها مختل شدن رشد بلندمدت است (نورث و همکاران، ۲۰۰۹). با مختل شدن رشد در بلندمدت زمینه فقر و محرومیت فراهم می‌شود. در نظم با دسترسی آزاد^۲ چنین فعالیت‌هایی برای اقشار وسیع جامعه مجاز است. این دسترسی به بخش فقیرتر جامعه اجازه می‌دهد تا با نفوذ سیاسی (مثلاً افزایش توزیع مجدد) یا با درگیر شدن در فعالیت‌های اقتصادی سودآور، به دنبال سود اقتصادی باشد (دورفل و فریتاگ^۳، ۲۰۲۳). حکومت‌های حاکم در ایران در طول تاریخ با ایجاد ائتلافی در راستای توزیع رانت بین خودشان جامعه را از خشونت در امان نگه داشته‌اند. همان‌طور که پیش‌تر نیز اشاره شد این مورد مانع عظیمی در دستیابی به رشد اقتصادی بوده و نابرابری را به میزان قابل توجهی افزایش می‌دهد. خبرگان بیان داشتند که تنها راه دستیابی به رشد اقتصادی پایدار نظم با دسترسی آزاد است. توجه به برخی از شواهد نشان می‌دهد که الزامات نظم با دسترسی آزاد (نظم دموکراتیک) در ایران وجود ندارد. ضعف نهادهای سیاسی و مدنی از جمله موضوعاتی است که در مطالعات مختلف از جمله کاتوزیان (۱۳۸۰)، بشیریه (۱۳۸۴) و سریع‌القلم (۱۳۸۶) بدان اشاره شده است. در انتخابات‌های مختلف عملاً هیچ حزبی نقش فعال ندارد و کاندیدا نماینده احزاب مختلف نیستند. انتخابات دوی درد در کشوری همچون کشور ایران نیست. ایران نیازمند احزاب و نهادهای مدنی قوی برای پاسخگو کردن نظام حکومتی و حمایت قوی از رقابت سیاسی و اقتصادی است. خبرگان اذعان داشتند که «نظم با دسترسی محدود باعث حضور نهادهای تابع قدرت در اقتصاد ایران شده است. حضور نهادهای تابع قدرت در اقتصاد عدم تضمین حقوق مالکیت را فراهم کرده که کاهش تولید و رشد اقتصادی را از طریق کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی رقم زده است». این نتیجه با مطالعه اولسون (۱۹۹۳) سازگار است. از دیگر سو، به‌زعم خبرگان «پاسخگو نبودن نظام حکومتی ایران که خود معلول نظم با دسترسی محدود است انزوای سیاسی برای ایران را رقم زده است؛ به‌طوری که به دلیل عدم توان رقابت و فاصله گرفتن از اقتصاد جهان، اقتصاد ایران کوچک و کوچک‌تر شده است. انزوای سیاسی خود نیز در به وجود آمدن رانت در جامعه مؤثر بوده است».

از نظر خبرگان شرکت‌کننده در مصاحبه «نظم با دسترسی محدود، باعث مختل شدن آزادی بیان در مطبوعات شده و شناخت بهتر سیاست‌گذاران در مورد افراد فقیر را کاهش می‌دهد. حال آنکه نظم با دسترسی باز اجازه می‌دهد اطلاعات بهتری از طریق آزادی مطبوعات جریان یابد. این امر، منجر به شناخت بهتر سیاست‌گذاران در مورد جامعه و افراد فقیر می‌شود». این نتیجه با مطالعات سن (۱۹۸۱)، راس^۴ (۲۰۰۶) و برمنوه (۲۰۰۹) سازگار است. خبرگان بیان می‌دارند که «یکی از دلایل نبود آزادی بیان در مطبوعات حضور نهادهای تابع قدرت در اقتصاد بوده که نشأت گرفته از

-
1. North et al. (2009)
 2. open access orders
 3. Dorffel & Freytag (2023)
 4. Ross (2006)
 5. Bermeo (2009)

پاسخگو نبودن نظام حکومتی ایران است. پاسخگو نبودن نظام حکومتی ایران خود معلول عدم وجود مکانیسم قوی و کافی برای نظارت است».

روابط علی بین عناصر ساختار سیاسی در قالب نمودار (۴) به نمایش درآمده است.



نمودار ۴: روابط علی بین عناصر ساختار سیاسی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵-۳. عوامل ناشی از ساختار تولید

عناصر مربوط به ساختار تولید که از مصاحبه انجام‌شده طی کدگذاری استخراج شد عبارتند از: باورهای نادرست به دلیل شرایط نامساعد، ضعف در فرهنگ تولید، عدم تضمین حقوق مالکیت، انزوای سیاسی، فرسایش سرمایه اجتماعی، از بین بردن مزیت نسبی در تولید، نظام پولی و بانکی فاسد، حضور نهادهای تابع قدرت در اقتصاد، عدم وجود برنامه مدون در تولید، تمرکزگرایی در مرکز کشور و فضای اقتصاد رانتی.

توزیع درآمد حاصل از فروش نفت در مرکز کشور، موجبات تضعیف استان‌های پیرامون را فراهم آورده است. تضعیف استان‌های پیرامون باعث عدم بروز مزیت نسبی استان‌ها در تولید و تمرکزگرایی شدید در مرکز کشور شده است. از دیگر سو، فضای اقتصاد رانتی موجود در کشور نیز بر تمرکزگرایی که در مرکز کشور به وجود آمده است، دامن زده و از آن تأثیر پذیرفته است. فضای اقتصاد رانتی خود معلول انزوای سیاسی، حضور نهادهای تابع قدرت در اقتصاد، نظام پولی و بانکی فاسد و عدم تضمین حقوق مالکیت است. شایان گفتن است که فضای اقتصاد رانتی خود موجب عدم تضمین حقوق مالکیت است. از دیگر سو عدم تضمین حقوق مالکیت نیز موجبات ضعیف شدن فرهنگ تولید و از بین رفتن مزیت نسبی استان‌های مختلف در تولید را فراهم می‌کند. روابط علی بین عناصر ساختار تولید در قالب نمودار (۵) به نمایش درآمده است.



نمودار ۵: روابط علی بین عناصر ساختار تولید

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵-۴. عوامل ناشی از ساختار آموزشی

عناصر مربوط به ساختار آموزش که از مصاحبه انجام‌شده طی کدگذاری استخراج شد عبارتند از: نظام آموزشی طبقاتی، عدم آموزش مطالبه‌گری در مدرسه و دانشگاه، عدم وجود علم‌باوری، عدم تربیت نیروی انسانی بهره‌ور، عدم آموزش در راستای ارتباط فرد با جامعه، عدم تناسب آموزش با نیاز جامعه.

در رابطه با تعامل آموزش و فقر می‌توان اذعان داشت که بدون آموزش کافی و متناسب با جامعه، فرد و جامعه به زندگی فقیرانه محدود می‌شوند. در این باره حتی سن نیز پا را فراتر گذاشته و بیان می‌کند که آموزش ناکافی می‌تواند به خودی خود، نوعی فقر در بسیاری از جوامع در نظر گرفته شود (سن، ۱۹۹۲ و ۲۰۰۱). آموزش باعث رشد اقتصادی و توسعه کشورها می‌شود. البته این مورد زمانی صدق می‌کند که هم کمیت و هم کیفیت آموزش مدنظر قرار گیرد. شواهدی که نشان می‌دهد کمیت آموزش باعث ایجاد تفاوت در رشد اقتصادی می‌شود، آنقدر که اغلب تصور می‌شود قوی نیست (لوی و رنلت، ۱۹۹۲). این تغییرات در کیفیت آموزش است که رشد اقتصادی در کشور را فراهم می‌آورد. افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌تواند فقر را به‌طور چشمگیری کاهش دهد. به این ترتیب، آموزش بهتر می‌تواند به رشد پایدار تبدیل شود که می‌تواند فقر را به‌شدت کاهش دهد.

در کشور ایران از ابتدای پیروزی انقلاب اسلامی ایران مطابق اصل سی‌ام قانون اساسی آموزش رایگان تا پایان متوسطه و گسترش وسایل تحصیلات عالی تا سر حد خودکفایی کشور به‌طور رایگان مدنظر قرار گرفته است؛ به‌طوری که نرخ باسوادی از ۴۷/۵ درصد در آبان ۱۳۵۵ به ۸۷/۶ درصد در آبان ۱۳۹۵ رسیده است (مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری کشور، ۱۴۰۰). این درحالی است که بهره‌وری نیروی کار^۲ در دوره زمانی ۱۳۵۵-۱۳۹۵ حدود ۱۰/۶۷ درصد رشد داشته است (پایگاه داده سازمان بهره‌وری آسیایی^۳، ۲۰۲۲). این امر نشان‌دهنده این است که آنچه در نظام آموزشی کشور مغفول مانده توجه به کیفیت آموزش است که در سال‌های اخیر به‌طور بارز خودنمایی کرده است. نظام آموزشی کشور در سطح آموزش و پرورش و در سطح آموزش عالی توجهی به تربیت نیروی کار بهره‌ور نداشته است. با توجه به اینکه بهره‌وری حلقه مفقوده نظام آموزش کشور است می‌توان اذعان داشت که بیکاری نیروی جوان و تحصیلکرده، فقر بین اقشار تحصیلکرده و بخشی از عدم وجود رشد اقتصادی مستمر و پایدار را می‌توان به نظام آموزش کشور نسبت داد. از دیگر سو، نبود تناسب بین آموزش در نظام آموزشی و نیاز جامعه بر بیکاری قشر تحصیلکرده و بروز فقر بین این اقشار تأثیرگذار بوده است.

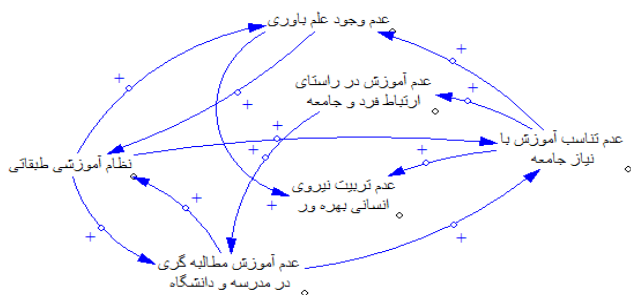
1. Levine & Renelt.

2. Labor Productivity

3. Data Base of Asian Productivity Organization (2022)

نظام آموزش طبقاتی که در سال‌های اخیر گریبان‌گیر نظام آموزشی ایران شده است، آینده بسیاری از دانش‌آموزان قشر متوسط و پایین جامعه را با خطرات جدی مواجه کرده است. دانش‌آموزانی که در خانواده‌های ثروتمند زندگی می‌کنند، نه به دلیل هوش و استعداد، بلکه به دلیل شرکت در مدارس و کلاس‌های خصوصی که هزینه‌های هنگفتی برای شرکت در آن‌ها لازم است کرسی‌های مربوط به رشته‌های آینده‌دار و پول‌ساز در ایران را اشغال می‌کنند. رقابت نابرابر ناشی از نابرابری درآمد باعث سرخوردگی و طرد شدن از اجتماع بسیاری از دانش‌آموزان قشر متوسط و پایین جامعه می‌شود. چنین طردشدگی و محرومیتی آینده نامساعد شغلی را برای این افراد فراهم می‌کند.

خبرگان بیان می‌دارند که «عدم وجود علم‌باوری در کشور که از ابتدای پیروزی انقلاب اسلامی ایران کم و بیش در جامعه وجود داشته است، در سال‌های اخیر نمود بیشتری یافته است. اداره کردن کشور با روزمرگی بدون اعتقاد به علم و برنامه، آسیب‌های جبران‌ناپذیری برای کشور داشته است».

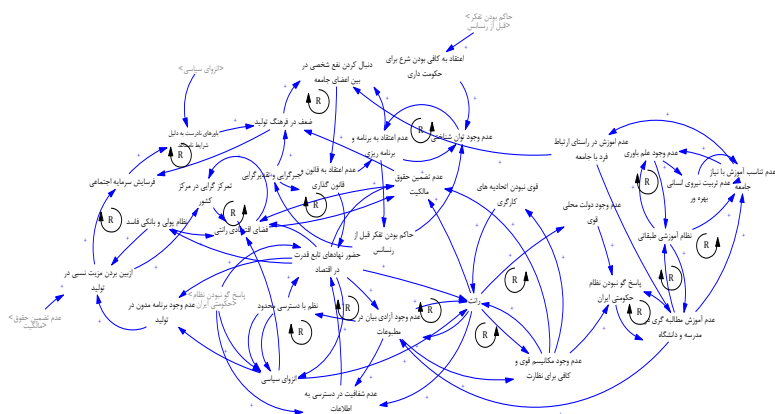


نمودار ۶: روابط علی بین عناصر ساختار آموزشی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

۵-۵. روابط علی بین تم‌های اصلی عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران

برخلاف تصور بسیاری از مسئولین و افراد جامعه فقر مشکل ساده و خطی نبوده، بلکه بیماری پیچیده و سیستمی است. در یک سیستم مشکل خاصی وجود نداشته، بلکه تمام مشکلات به هم مرتبط هستند؛ فلذا در این بخش نمودار روابط علی بین تم‌های اصلی عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران در قالب نمودار (۷) ارائه شده است. درواقع با تلفیق چهار الگوی ترسیم‌شده در بخش‌های قبلی که روابط علی بین عناصر هر تم را به نمایش می‌گذاشت، در این شکل رابطه علی بین تم‌های اصلی قابل مشاهده است.



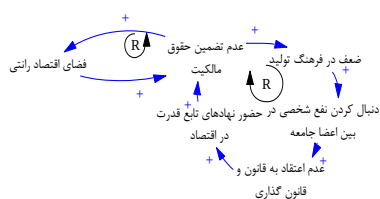
نمودار ۷: روابط علی بین عناصر تم‌های اصلی

(منبع: یافته‌های تحقیق)

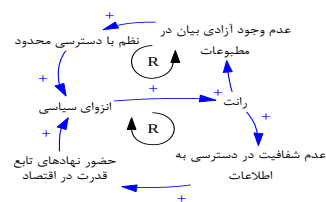
همان‌طور که در نمودار (۷) قابل مشاهده است رابطه علی بین تم‌های اصلی دچار روند خودتقویت‌کننده است؛ لذا برای شکستن این روند نیاز به سازوکارهای مداخله‌ای است که در ذیل به چند نمونه از آن‌ها اشاره شده است.

اقدامات مداخله‌ای جهت تضعیف روند خود تقویت‌کننده (R) و رسیدن به تعادل (B)

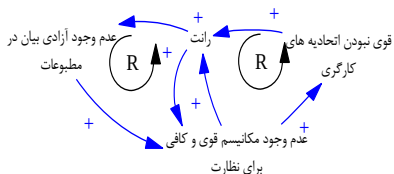
سازوکار تضمین حقوق مالکیت



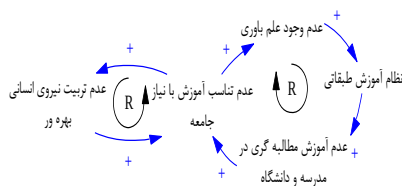
سازوکار ترمیم روابط بین الملل



سازوکار تشکیل احزاب قدرتمند



سازوکار توانمندسازی



سازوکارهای مداخله‌ای فوق با تبدیل روند خودتقویت‌کننده به روند تعادلی از انحلال سیستم ترسیم‌شده در شکل (۷) جلوگیری می‌کند.

۶. نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر از نوع تحقیقات تحلیلی - اکتشافی است. این پژوهش درصدد پاسخ به دو سؤال برآمده است: سؤال اول پژوهش در پی بررسی عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران در قالب تم‌های مطرح‌شده در مبانی نظری است. سؤال دوم پژوهش درصدد بررسی مکانیسم تعامل عوامل مؤثر بر فقر در هریک از تم‌ها با استفاده از نمودارهای علی و برقراری ارتباط بین نمودارهای علی است. برای پاسخ به سؤال اول از تحلیل تماتیک بهره گرفته شده است و سؤال دوم با استفاده از رویکرد پویایی سیستم کیفی و نمودار علت و معلولی پاسخ داده شده است.

نتایج حاصل از تحلیل تماتیک نشان می‌دهد که چهار تم اصلی ساختار فرهنگی، ساختار سیاسی، ساختار تولید و ساختار آموزش در قالب رویکرد علیت تجمعی در فقر جمهوری اسلامی ایران مؤثر است. یافته‌های مطالعه حاضر با مطالب مطرح‌شده در مبانی نظری همخوانی داشته؛ اما در این بین ساختار آموزشی که در مبانی نظری ذکر شده مغفول مانده بود در بین عوامل مؤثر بر فقر در ایران خودنمایی کرده است که از دلایل آن می‌توان به ساختار آموزشی خاص که در ایران وجود دارد اشاره کرد. در بخش بعدی روابط علی بین کدهای هریک از تم‌ها با استفاده از نمودارهای علی و در قالب رویکرد پویایی سیستم بررسی شد. درنهایت روابط علی بین تم‌های اصلی (ساختار فرهنگی، ساختار سیاسی، ساختار تولید و ساختار آموزش) به‌عنوان عوامل مؤثر بر فقر در جمهوری اسلامی ایران نیز نمایش داده شده است. در این مطالعه نشان داده شد که چگونه مشکلات متعدد به دلیل علیت تجمعی انباشته شده و به سیاست‌گذاران فرصت‌شناس این فرصت را می‌دهد که با به‌کارگیری تمهیدات و سازوکار مداخله‌ای موجبات شکستن حلقه‌های (نمودار علی) دور باطل را فراهم آورند؛ چراکه به دلیل وجود روند خودتقویت‌کنندگی در صورت عدم اتخاذ سازوکار مداخله‌ای موجبات انحلال سیستم فراهم می‌شود. در مطالعه حاضر چند سازوکار مداخله‌ای که برآمده از نتایج تحقیق است جهت شکستن حلقه‌های دور باطل ارائه شده است. این سازوکارها عبارتند از سازوکار ترمیم روابط بین‌الملل، سازوکار تضمین حقوق مالکیت، سازوکار توانمندسازی و سازوکار تشکیل احزاب قدرتمند.

References

- Achia, T.N., Wangombe, A. & Khadioli, N. (2010). A Logistic Regression Model to Identify Key Determinants of Poverty Using Demographic and Health Survey Data. *European Journal of Social Sciences* 13(1), 38-45.
- Ahmad, F. & Kustiwan, I. (2019, January). Understanding Poverty in the Development Context and Poverty Reduction Policy Using System Dynamics Approach. In *Achieving and Sustaining SDGs 2018 Conference: Harnessing the Power of Frontier Technology to Achieve the Sustainable Development Goals (ASSDG 2018)* (pp. 59-78). Atlantis Press.
- Achmad, W., Sidiq, S.S. & Prawira, R.Y. (2023). Analysis of the Factors Affecting Poverty in Padasari Village. *Jurnal Ilmu Sosial dan Humaniora*, 12(1), 189-194.
- Alcock, P. (2006). Understanding poverty. palgrave.
- Agola, N.O. & Awange, J. L. (2014). *Globalized Poverty and Environment 21st Century Challenges and Innovative Solutions*. Berlin: Springer.
- Alizadeh. Sh., Eyvazloo. H. & Motallebi. M. (2022). Spatial Analysis of the Effect of Inflation and Unemployment on Poverty in the Irans Provinces. *Journal of Computatiional Economics*, 1(1), 1-24. [In Persian]
- Brady, D. (2019). Theories of the Causes of Poverty. *Annual Review of Sociology*, 45, 155-175
- Bradshaw, T.K. (2000). Complex Community Development Projects: Collaboration, Comprehensive Programs and Community Coalitions in Complex Society. *Community Development Journal*, 35(2), 133-145.
- Bradshaw, T.K. (2007). Theories of poverty and anti-poverty programs in community development. *Community Development*, 38(1), 7-25.
- Bermeo, N. (2009). Poverty, Inequality, and Democracy (II): Does Electoral Democracy Boost Economic Equality? *Journal of Democracy* 20.4. Publisher: Johns Hopkins University Press: 21–35.
- Databook, A.P. (2022). Published by the Asian Productivity Organization,. Published by the Asian Productivity Organization, www.apotokyo.org.
- Dörffel, C. & Freytag, A. (2021). The poverty effect of democratization (No. 2021-017). Jena Economic Research Papers.
- Davids, Y.D. & Gouws, A. (2013). Monitoring perceptions of the causes of poverty in South Africa. *Social indicators research*, 110, 1201-1220.
- Galli, F., Cavicchi, A. & Brunori, G. (2019). Food waste reduction and food poverty alleviation: a system dynamics conceptual model. *Agriculture and Human Values*, 36, 289-300.

- Guo, J., Qu. S. & Zhu. T. (2022). Estimating China's relative and multidimensional Poverty: Evidence from micro-level data of 6145 rural households, *World Development Perspectives*, 26.
- Goldsmith, W. & Blakely, E. (2010). *Separate societies: Poverty and inequality in US cities*. Temple University Press.
- Ghazanfari Aghdam, K. & Mila Elmi, Z. (2019). Analysis of the Factors that Create Poverty in Iran through the Pseudo-Panel Data Approach. *The Journal of Economic Policy*, 11(21), 25-53. [In Persian]
- Gerivani, F., Falahi, M., ahmadai shadmehri, M.T. & Raghfar, H. (2019). Dynamic Poverty Analysis in Urban Areas of Iran Based on Synthetic Panel Data Method. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 19(4), 51-76. [In persian]
- Galbraith, J. (1979). *The Nature of mass Poverty*. Translated by Seyyed Mohammad Hossein Adeli. publication: Tehran, Etelaat. [In Persian]
- Ghasemi. H. (2020). *A Comprehensive Guide of Research*. Tehran: Andisheara Publishers. [In Persian]
- Hasanvand, Z. (2017). *Determining the Effect of the Minimum Wage on Income Inequality and Poverty in Iran*. M. A Dissertation, Alzahra University. [In Persian]
- Hasanzadeh, A. (2000). Analysis of Structure Change in the Iranian Economy. *Iranian Journal of Economic Research*, 2(4), 130-184. [In Persian]
- Jennings, J. (1999). *Persistent Poverty in the United States: Review of Theories and Explanations*. In L. Kushnick, & J. Jennings (Eds.), *A New Introduction to Poverty: The Role of Race, Power, and Politics*. New York: New York University Press.
- Kim, Y.G., Eves, A. & Scarles, C. (2009). Building a model of local food consumption on trips and holidays: A grounded theory approach. *International journal of hospitality management*, 28(3), 423-431.
- Khanifar, H. & Moslemi, N. (2022). *Qualitative Research Methods: New and Practical Approach*. Tehran: Negah Danesh.
- Lopes, J.L., Bastos, L.A. & da Silva, R.M. (2016). Working children and adolescents and the vicious circle of poverty from the perspective of Gunnar Myrdal's theory of circular cumulative causation: Analysis and implementation of a probit model to Brazil. *International Journal of Economics and Management Engineering*, 10(6), 1908-1913.
- Liu, M., Feng, X., Zhao, Y. & Qiu, H. (2023). Impact of poverty alleviation through relocation: From the perspectives of income and multidimensional poverty. *Journal of Rural Studies*, 99, 35-44.

- Levine, R. & Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, 82(4), 942-963.
- Ministry of Cooperatives, Labour, and Social Welfare. (2021). Collection of poverty monitoring reports: 1. Poverty monitoring in 2020, Tehran: Ministry of Cooperatives, Labour, and Social Welfare. [In Persian]
- Mohamadzadeh, P., Fallahi, F. & Hekmati Farid, S. (2010). Poverty and its Determinants in the Iranian Urban Households. *The Journal of Economic Modeling Research*, 1(2), 41-64. [In Persian]
- Morrill, R.L. & Wohlenberg, E.H. (1971). *The Geography of Poverty*. New York: McGraw Hill.
- North, D.C., J.J. Wallis, & B.R. Weingast (2009), Violence and the Rise of Open-access Orders. *Journal of Democracy*, 20(1), 55-68.
- O'hara, P.A. (2008). Principle of circular and cumulative causation: fusing Myrdalian and Kaldorian growth and development dynamics. *Journal of Economic issues*, 42(2), 375-387.
- Olson, M. (1993). Dictatorship, democracy, and development. *American political science review*, 87(3), 567-576.
- Ren, Z., Ge, Y., Wang, J., Mao, J. & Zhang, Q. (2017). Understanding the inconsistent relationships between socioeconomic factors and poverty incidence across contiguous poverty-stricken regions in China: Multilevel modelling. *Spatial Statistics*, 21, 406-420.
- Royce, E. (2022). Poverty and power: The problem of structural inequality, Rowman & Littlefield.
- Rank, M.R. (2004). *One nation, underprivileged: Why American poverty affects us all*. Oxford University Press.
- Rank, M.R., Yoon, H.S. & Hirschl, T.A. (2003). American poverty as a structural failing: Evidence and arguments. *J. Soc. & Soc. Welfare*, 30, 3.
- Ross, M. (2006). Is democracy good for the poor? *American Journal of Political Science* 50.4. Publisher: Wiley Online Library, 860-874.
- Ryan, W. (1976). *Blaming the Victim*. Vintage Books. New York.
- Razavi, M., Moshrefi. R. & Karami. M. (2022). Systemic Survey of Poverty in Iran Using Interpretive Structural Modeling. *Journal of Economics and Modelling*, 12(4), 111-136. [In Persian]
- Sterman, J. (2000). Instructor's manual to accompany business dyanmics: systems thinking and modeling for a complex world. McGraw-Hill.
- Schiller, B.R. (1989). *The Economics of Poverty and Discrimination*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Sen, A. (1992). *Inequality reexamined*. Oxford: Oxford University Press.
- Sen, A. (2001). *Development as freedom*. Oxford: Oxford University Press.
- Sen, A. (1999). *Development as Freedom*, Oxford University Press, New York.

- Sen, A. (1981). Ingredients of famine analysis: availability and entitlements. *The quarterly journal of economics* 96.3. Publisher: MIT Press, 433-464.
- Statistical Centre of Iran, Household Income and Expenditure Report. [In Persian]
- Statistical Centre of Iran, Statistical yearbook of Iran (2021). [In Persian]
- Shamshiru, N., Faezy Razi, F., Hematyan, H. & Zargar, M. (2020). Designing a Dynamic Model Based on Poverty and Deprivation Alleviation in Livelihood (Case study: Armed Forces Retirees). *Future study Management*, 31(121), 95-110. [In Persian]
- Salem, A.A. & Arab YarMohamadi, J. (2018). Factor Affecting Multidimensional Poverty, A Panel Multilevel Approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 26(87), 7-46. [In Persian]
- Tobin, J. (1994). *Poverty in Relation to Macroeconomic Trends, Cycles, Policies*. In S. H. Danzinder, G. D. Sandefur, & D. H. Weinberg (Eds.), *Confronting Poverty: Prescriptions for Change*. Cambridge: Harvard University Press.
- Tollefson J, (2015). UN approves global to-do list for next 15 years. *Nature*, 525(7570), 434-435.
- Valentine, C. A. (1968). *Culture and Poverty*. Chicago: University of Chicago Press.
- Zanbak, M. & Soycan, S. (2023). Econometric analysis of factors affecting women's multidimensional poverty. *In Women's Studies International Forum*. Vol. 100.

Poverty Dynamics and the Fundamental Root Causes in Iran

Zahra Azari¹
Parviz Mohamadzadeh²
Davood Behboudi³

Received: 2023-10-11

Accepted: 2023-11-24

Aim and Introduction

The importance of poverty and dealing with that is so critical that poverty alleviation is the first goal in the Millennium Development Goals (MDGs) and the United Nations Sustainable Development Goals (SDGs). Therefore, it is essential to be aware of the poverty dynamics and the mechanisms involved to influence such parameters. The purpose of this research is to identify the factors affecting poverty in Iran and analyzing the interactive mechanisms of the factors that cause poverty in the country. This study emphasizes the fact that knowing the factors affecting poverty and the mechanisms of influencing these factors can have a significant impact on alleviating poverty.

Methodology

The current study is applied research in terms of purpose, and analytical-exploratory research in terms of information analysis. The data collection tool is semi-structured and in-depth interviews. Since the purpose of this study is to identify the factors affecting poverty in

Iran from the point of view of experts on Iran's economic, social and political issues, the samples were selected and interviewed using theoretical sampling under the snowball method. By conducting 16 interviews, the research reached theoretical saturation. In order to ensure that the subsequent interviews do not add new information to the previous findings, 4 more interviews were conducted, but no new information was added to the previous findings. Therefore, theoretical saturation was ensured by conducting 20 interviews and the target study sample was 20 cases. After identifying experts and conducting deep and semi-structured interviews, thematic analysis method was applied. This analysis is the process of identifying themes in qualitative data. In this method, a suitable conceptual model is obtained using qualitative data obtained from interviews. It should be noted that the MAXQDA software is used for coding the interviews. Finally, the specified codes were categorized and analyzed in the form of factors affecting poverty in the country. Also, in order to show the complex relationships between factors

-
1. Ph.D. Student of Institutional Economics, Economic Development and Planning Group, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: azariza2015@gmail.com
 2. Professor of Economics, Economic Development and Planning Department, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. (Corresponding Author) E-mail: pmohamadzadeh@tabrizu.ac.ir
 3. Professor of Economics, Economic Development and Planning Department, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. E-mail: dbehbudi@tabrizu.ac.ir

affecting poverty in Iran in the form of main and sub-themes, a qualitative dynamic approach and feedback loops were used in the Vensim 6.4E software environment. In this study, an approach is needed that can reflect the relationship of factors affecting poverty in its formation. Therefore, the relationships between the main and sub-themes extracted from the thematic analysis of expert interviews are depicted with a dynamic view. This method is a tool to show cause and effect relationships about a problem in society. This approach maps the relationships of a set of variables involved in a system. The relationship between system variables is displayed using causal loops.

Findings

In recent decades, despite the fact that the debate on poverty and poverty alleviation strategies has been raising in the world, and in some countries, basic measures have been taken to reduce income poverty and multi-dimensional poverty have taken place, not only has the situation not improved in Iran, but the country is facing huge crises in this field.

In this study, the factors affecting poverty in Iran have been presented in the form of four main themes of political, cultural, production and educational structure.

Cultural structure: cultural structure is a force that determines, realizes, facilitates and empowers or inhibits, binds or hinders action. Cultural structure identified in the interviews has been classified into two categories: the mental paradigms of actors (people and officials) and the culture of poverty.

Political structure: the elements related to the political structure identified among the experts' interviews have had a significant effect on poverty in Iran by reducing economic growth and creating inequality. These elements include: limited access orders, the presence of subordinate institutions in the economy, political isolation, lack of guarantee of property rights, lack of transparency in access to information, lack of freedom of expression in the press, rent, lack of a strong mechanism for monitoring, weak labor unions, government unresponsiveness, weak local government, not believing in law and legislation, and finally, the lack of education in demanding in schools and universities.

Educational structure: in relation to the interaction between education and poverty, it can be acknowledged that without adequate education and appropriate for the society, the individual and the society are limited to a poor life. Sen states that inadequate education in itself can be considered a form of poverty in many societies.

Production structure: the elements related to the production structure that were extracted from coding are: false beliefs due to unfavorable conditions, weakness in production culture, non-guaranteeing of property rights, political isolation, erosion of social capital, elimination of comparative advantage in production, corrupt monetary and banking system, presence of institutions subordinate to power in the economy, lack of written program in production, centralization in the center of the country and the environment of rentier economy.

Discussion and Conclusion

Contrary to the opinion of many officials and people of the society, poverty is not a simple and linear problem, but a complex and systemic disease. There is no specific problem in a system and all problems are related. According to the aggregated model and the self-reinforcing causal relationship, to break the causal relationships, planned policies in the form of main and sub-themes are suggested as follows:

Ensuring property rights for a large part of society, so that different people are motivated to invest and participate.

Proper use of the potentials of each region to create added value.

Recovery of international relations.

Keywords: Poverty, Interaction Mechanism, Iran

JEL Classification: B52, I30, J68

طراحی یک الگوی هشدار بحران ارزی برای اقتصاد ایران؛

رویکرد پروبیت

محمد جواد خسروسرشکی^۱

یاور دشتبانی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۲۶

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۹/۳

چکیده

در این مقاله علاوه بر بررسی فصلی وضعیت رشد نرخ ارز و ذخایر ارزی بانک مرکزی، نحوه عملکرد بانک مرکزی در مواجهه با بحران‌های ارزی مشخص شده است. سپس یک الگو برای پیش‌بینی بحران‌های ارزی با رویکرد پروبیت نیز ارائه شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بانک مرکزی و سایر عاملان اقتصادی فصل‌های یکسانی را بحرانی تلقی نمی‌کنند و هر فصلی که تحریم در آن تصویب شود فارغ از زمان اجرایی شدن آن، احتمالاً از منظر عاملان اقتصادی به بحران ارزی منجر خواهد شد. در اکثر بحران‌های ارزی، بانک مرکزی با خرید ارز جهت افزایش ذخایر ارزی خود، وضعیت بحران ارزی را تشدید نموده است. طول دوره بحران‌ها در همه موارد به جز دوران کرونا از دو فصل بیشتر نشده است. در بین متغیرهای داخلی الگو، متغیرهای رشد نقدینگی، رشد نرخ ارز، رشد ذخایر ارزی، وابستگی به درآمد نفتی و تحریم از عوامل مؤثر بر پیش‌بینی بحران ارزی هستند. همچنین، متغیرهای رشد بخش حقیقی، رشد قیمت جهانی نفت و تفاضل رشد نرخ ارز از روند بلندمدت از عوامل مؤثر بر کاهش احتمال وقوع بحران‌های ارزی هستند. الگوی پیشنهادی برای هشدار بحران‌های ارزی نیز از قدرت تبیین بالایی برخوردار است. به عنوان توصیه سیاستی پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی به جای تثبیت نرخ ارز به تثبیت رشد نرخ ارز در میان مدت بپردازد تا با کاهش محیط تورمی و نوسانات ارزی، اعتبار خود را در بین عاملان اقتصادی بالا ببرد.

واژگان کلیدی: بحران ارزی، سیستم هشدار زودهنگام، الگوی پروبیت

طبقه‌بندی JEL : C25, C53, F31, G01

۱. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده)

mjksereshki@gmail.com

مسئول

۲. عضو مدعو علمی گروه علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران

yavar_dashtbany@yahoo.com

۱. مقدمه

در اوایل دهه ۱۹۷۰ میلادی و پس از کنار گذاشته شدن سیستم برتون وودز، نظام ارزی در برخی کشورهای توسعه‌یافته از حالت نظام ارزی ثابت به نظام‌های ارزی میانی (نظیر شناور مدیریت‌شده، میخکوب خرنده و ...) متمایل گشت و کم‌کم نظام ارزی شناور در برخی از آن‌ها به اجرا درآمد. این وضعیت، فشار عرضه ارز را از روی ذخایر خارجی بانک مرکزی کم می‌کرد و منجر به استقلال بیشتر سیاست پولی و تحرک بیشتر سرمایه شد. اما برخی از کشورهایی که نظام ارزی ثابت داشتند و بر ثبات نرخ ارز اصرار می‌ورزیدند با بحران‌های ارزی مواجه شدند.

برخی کشورهایی که بحران‌های ارزی را پشت سر گذاشتند، به مرور زمان با کم شدن ذخایر ارزی، افزایش ریسک تثبیت بازار ارز و بی‌اعتبار شدن سیاست‌گذار پولی، مجبور به پذیرش نظام‌های ارزی میانی شدند. تجربه کشورها با نظام ارزی میانی یا شناور نشان می‌دهد که حرکت به سمت شناورسازی نرخ ارز بازار آزاد، از طریق بهبود وضعیت سیاست پولی از جهات مختلف (نظیر استقلال بیشتر سیاست‌گذار پولی، حرکت به سمت سیاست‌های پولی تعهدی، کاهش محیط تورمی و ...) و ایجاد مقدمات تعمیق و کارآمدتر شدن بازار ارز (نظیر ایجاد بازار ارز بین بانکی، شفافیت عملکرد صرافی‌ها، عضویت در نهادهای بین‌المللی بانکی، گشودگی اقتصادی و ثبات قوانین تجاری و ...) میسر خواهد شد.

بحران ارزی در مکزیک (دهه ۱۹۸۰)، کشورهای حوزه امریکای لاتین (سال ۱۹۹۲)، برخی کشورهای اروپایی (اواسط دهه ۱۹۹۰)، جنوب شرق آسیا (سال‌های ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸)، روسیه (سال ۱۹۹۸ و ۲۰۱۵)، آرژانتین (۲۰۰۱ و ۲۰۱۴)، ترکیه (۲۰۰۶ و ۲۰۱۸)، ایران (۱۹۹۴، ۱۹۹۵، ۲۰۱۲، ۲۰۱۸، ۲۰۲۰ و ۲۰۲۳) و ... نشان می‌دهد که اکثر کشورها در بیشتر موارد حداقل یک مورد بحران ارزی را تجربه کرده‌اند، ولی در ایران این تجربه به صورت مکرر در حال تکرار است. از این‌رو، لزوم بررسی وضعیت بازار ارز و یافتن الگوی پیش‌بینی بحران‌های ارزی، بیش از پیش ضرورت می‌یابد. در این پژوهش ضمن ارائه تعریف جدید از چهار نوع وضعیت فصلی ارزی از منظر بانک مرکزی (مطلوب، معمولی، بحران و ابربحران)، عملکرد بانک مرکزی در هر فصل بررسی می‌شود و درنهایت الگوی پیش‌بینی بحران ارزی معرفی خواهد شد.

۱-۱. فرضیات

در مقاله حاضر، فرضیات زیر بررسی می‌شوند:

۱. در دوره درآمد نفتی کم و دوره تحریم، علی‌رغم مداخله بانک مرکزی در بازار ارز، ابربحران ارزی در بازار ارز مشاهده شده است؛
۲. در دوره افزایش درآمد نفتی، بحران و ابربحران ارزی در بازار ارز مشاهده نشده است؛
۳. بانک مرکزی در تمام بحران‌های ارزی سعی در کاهش شدت بحران‌ها نموده است؛
۴. بحران‌های ارزی شناسایی شده توسط بانک مرکزی و سایر عواملان اقتصادی یکسان است؛

۵. الگوی هشدار بحران ارزی، همه بحران‌های ارزی در دوره الگو را پیش‌بینی نکرده است؛
 ۶. الگوی هشدار ارزی، بحران ارزی خارج از دوره الگو را پیش‌بینی نکرده است.
 بخش دوم به بررسی مطالعات قبلی اختصاص یافته است. در بخش سوم به مبانی نظری و در بخش چهارم به نحوه الگوسازی پرداخته شده است. نتایج در بخش پنجم، بحث و نتیجه‌گیری در بخش ششم و در پایان پژوهش توصیه‌های سیاستی بیان شده است.

۲. پیشینه پژوهش

مطالعات پیشین در زمینه سیستم هشدار بحران ارزی به چهار گروه اصلی طبقه‌بندی می‌شوند:
 ۱. نسل اول بر نقش عوامل ساختاری اقتصاد، سیاست‌های اقتصادی ناپایدار دولت‌ها و عدم تعادل‌های ساختاری در اقتصاد کشورها تأکید می‌کند. برای نمونه می‌توان از کامینسکی و همکاران^۱ (۱۹۹۸)، بیکی و همکاران^۲ (۲۰۱۴)، آری و سرگیبوزان^۳ (۲۰۱۸) و ... نام برد؛
 ۲. نسل دوم بر انتظارات و حملات سوداگرانه در بازار ارز تأکید دارند. برگ و پاتیلو^۴ (۱۹۹۹)، آری^۵ (۲۰۱۲)، العساف^۶ (۲۰۱۷) و ... را می‌توان در این نسل طبقه‌بندی کرد؛
 ۳. نسل سوم پس از بروز بحران مالی در آسیای جنوب شرقی شکل گرفتند و بر مخاطره اخلاقی^۷ در بخش مالی و بانکی تمرکز می‌کنند. چیدو و اوپانگ^۸ (۲۰۰۲)، کاستیلو^۹ (۲۰۰۶) و ... در این دسته قرار می‌گیرند؛
 ۴. نسل چهارم بر عوامل نهادی و شکست‌های ساختاری متمرکز شدند. گوش و گوش^{۱۰} (۲۰۰۲)، بلاک^{۱۱} (۲۰۰۳) و ... در این گروه طبقه‌بندی می‌شوند.

در ادامه به برخی از تحقیقات داخلی و خارجی در زمینه بحران ارزی اشاره می‌شود:
 نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶) با به‌کارگیری داده‌های فصلی اقتصاد ایران برای ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۳ با استفاده از یک مدل با متغیر وابسته گسسته، ضمن بررسی عوامل مؤثر بر وقوع بحران ارزی در کشور، یک سیستم هشدار زودهنگام بحران‌های ارزی را تبیین کردند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که بحران‌های ارزی در ایران به علت وجود هم‌زمان ناترازی‌هایی در بخش‌های واقعی و عمومی، موازنه خارجی و بخش مالی کشور رخ داده است. براساس این نتایج، متغیرهای نسبت وام به سپرده بانکی، نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به پایه پولی، تورم و رشد تولیدات صنعتی (به علت

1. Kaminsky et al. (1998)
2. Babecký et al. (2014)
3. Ari & Cergibozan (2018)
4. Berg & Pattillo (1999)
5. Ari (2012)
6. Al-Assaf (2017)
7. Moral Hazard
8. Chiodo & Owyang (2002)
9. Castillo (2006)
10. Ghosh & Ghosh (2002)
11. Block (2003)

وابستگی زیاد به واردات)، مؤثرترین نقش را در افزایش احتمال ایجاد بحران‌های ارزی در ایران داشته‌اند. متغیرهای نسبت سپرده‌های بانکی به نقدینگی، نسبت درآمد ارزی به دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و رشد تولید ناخالص داخلی، مهم‌ترین نقش را در کاهش احتمال وقوع بحران ارزی داشتند.

برزگر مروستی (۱۳۹۶)، ۶۴ متغیر هشداردهنده بحران ارزی برای دو گروه از کشورها با نظام ارزی شناور و غیرشناور را در بازه زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۴، ذیل دو نوع سیستم هشداردهنده بررسی کرد. در سیستم اول شاخص بحران ارزی و در سیستم دوم بی‌ثباتی فشار بازار ارز ارزیابی شده است. در هر دو سیستم، متغیرهای هشداردهنده شامل شاخص‌های گسترده‌ای در بخش‌های تجاری، مالی، واقعی، نهادی، سیاسی و ساختاری می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که با اعمال نظام ارزی در سیستم‌های هشداردهنده یادشده، متغیرهای هشدار متفاوتی برای نظام‌های مختلف ارزی معرفی می‌شوند؛ به‌عنوان مثال شاخص هشداردهنده مهم در نظام ارزی شناور، متغیر قیمت نفت و در نظام‌های غیرشناور تغییرات فشار بازار ارز است.

نصراللهی (۱۳۹۷) سیستم‌های هشدار زود هنگام بحران‌های ارزی را با استفاده از رویکرد لاجیت-پروبیست پانل برای کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۷۸/۱ تا ۲۰۱۶/۴ طراحی نمود. در این مقاله، همچنین با استفاده از مدل‌های انتشار بحران به روش خودرگرسیون برداری پانل به مطالعه هزینه‌های ضمنی وقوع بحران‌های ارزی و نحوه انتشار آن پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که سیستم‌های هشدار زود هنگام طراحی شده و نحوه انتشار بحران برای کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه متفاوت از هم است و عوامل مؤثر در این زمینه، اثرات متفاوتی را بر نحوه انتشار اثرات بحران‌های ارزی در این نمونه‌ها بر جای گذاشته‌اند.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از رویکرد لاجیت و مارکف سوئیچینگ خود توضیح برداری، یک سیستم هشدار زود هنگام بحران ارزی برای سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۵ طراحی کردند. در این پژوهش شاخص بحران ارزی از ترکیب خطی تغییرات نرخ ارز، تغییرات ذخایر ارزی و تغییرات سود بانکی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت کسری حساب جاری به تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم، اثرگذارترین متغیرها بر وقوع بحران ارزی هستند و متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و رشد قیمت نفت دارای اثر منفی و معنادار بر بحران ارزی می‌باشند.

نصراللهی و همکاران (۱۳۹۹) با داده‌های فصلی اقتصاد ایران از ۱۳۶۷/۱ تا ۱۳۹۵/۲ و رویکرد تغییر رژیم مارکوف، ضمن طراحی یک سیستم هشدار زود هنگام بحران‌های ارزی در اقتصاد ایران و شناسایی درون‌زای بحران‌های به‌وقوع پیوسته در دوره مورد بررسی و پیش‌بینی بحران‌های آتی، عوامل مؤثر بر ایجاد و تشدید این بحران‌ها را در دوره‌های آرامش و بحران شناسایی نمودند. نتایج نشان می‌دهد که وقوع بحران‌های ارزی و تشدید شرایط بحرانی در ایران با مجموعه‌ای از ناترازی‌های اقتصاد کلان در ارتباط است. این عدم تعادل‌ها و مشکلات موجود در بخش‌های پولی، مالی و خارجی و

همچنین وابستگی کشور به درآمدهای نفتی زمینه وقوع بحران‌های ارزی را در اقتصاد ایران فراهم نموده‌اند. در دوره آرامش، تورم مهم‌ترین عامل افزایش احتمال وقوع بحران ارزی و رشد تولید صنعتی مهم‌ترین عامل کاهش احتمال وقوع این بحران بوده و در دوره بحران، تورم مهم‌ترین عامل تشدیدکننده بحران و نسبت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به ذخایر ارزی بانک مرکزی و رشد تولید ناخالص داخلی واقعی به ترتیب مهم‌ترین عوامل در بهبود شرایط بحرانی می‌باشند.

نصیری و همکاران (۱۳۹۹) به بررسی عوامل هشداردهنده بحران ارزی ذیل نظام‌های ارزی مختلف برای شرکای تجاری ایران طی بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۸ پرداختند. آنان با در نظر گرفتن نظام ارزی، متغیرهای مختلفی را به‌عنوان شاخص هشداردهنده بحران‌های ارزی معرفی کردند. شاخص‌های هشداردهنده مهم در نظام ارزی شناور شامل تغییرات فشار بازار ارز، تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی، نسبت ذخایر بین‌المللی به بدهی خارجی، رشد تولید ناخالص داخلی و درصد نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی هستند. در نظام ارزی غیرشناور نیز اهم شاخص‌های هشداردهنده شامل تغییرات فشار بازار ارز، نرخ تورم، تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی، درصد نسبت ذخایر خارجی به تولید ناخالص داخلی و نسبت صادرات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی هستند.

باستان‌زاد و داودی (۱۴۰۱) به پیش‌بینی بحران ارزی در اقتصاد ایران با استفاده از روش رگرسیون لاسو پرداختند. در این پژوهش، نقش متغیرهای بخش‌های حقیقی، پولی و خارجی بر وقوع بحران‌های ارزی مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان می‌دهد که متغیر کسری پس‌انداز داخلی و کسری جریان نقدی بانک‌ها زمینه رشد پایه پولی، مازاد تقاضای کل، سطح عمومی قیمت‌ها، تراز مبادلات مالی-سرمایه‌ای و کاهش ذخایر قابل تصرف بین‌المللی اقتصاد را فراهم ساخته است. فرآیند انتقالی مذکور موجب افزایش انحرافات نرخ ارز از مقادیر بنیادی ناشی از برابری قدرت خرید و نرخ بهره پوشش داده نشده نیز شده است. نتایج تخمین الگوی هشدار زودهنگام برای پیش‌بینی چهار بحران ارزی برای سه فصل مختلف منتهی به بروز بحران‌های ارزی دلالت بر قابلیت پیش‌بینی خوب برای چهار تکانه ارزی فصل سوم سال ۱۳۷۲، فصل سوم سال ۱۳۷۷، فصل چهارم سال ۱۳۷۹ (سال اجرای یکسان‌سازی نرخ ارز) و فصل دوم سال ۱۳۹۰ داشته که متأثر از مؤلفه‌های خارجی (تحریم‌ها و تکانه‌های قیمت نفت) و عدم تعادل‌های داخلی اقتصاد بوده که موجب تشدید ناپایداری ادواری تراز پرداخت‌ها و بازار ارز طی سه دهه گذشته شده است.

سلمانی و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از رویکرد میانگین‌گیری بیزین و رگرسیون انتقال ملایم پانلی به بررسی شاخص‌های پیش‌بینی‌کننده بحران ارزی برای ۴۳ کشور تحت نظام‌های ارزی مختلف برای بازه ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که با طبقه‌بندی کشورها ذیل نظام‌های ارزی، هشداردهنده‌های متفاوتی برای بحران به‌دست می‌آید. در کشورهای دارای نظام ارزی شناور،

قیمت نفت و برای کشورهای دارای نظام ارزی غیرشناور تغییرات شاخص فشار بازار ارز، مهم‌ترین شاخص‌های هشداردهندهٔ بروز بحران ارزی می‌باشند.

بونمن^۱ (۲۰۱۹) برای ۳۵ اقتصاد نوظهور طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶، به بررسی عملکرد تعاریف مختلف بحران ارزی با استفاده از چهار شاخص فشار بازار ارز پرداخته است. وی ضمن تعریف دو شاخص مبتنی بر کاهش شدید ارزش پول ملی (آستانه کاهش سالانه ۲۵ درصدی ارزش پول ملی به شرطی که حداقل ۱۰ درصد بیشتر از کاهش سال پیشین باشد و کاهش فصلی حداقل ۲۰ درصدی ارزش پول ملی به شرطی که در دو فصل اخیر حداقل ۳۰ درصد و در ۶ فصل اخیر حداقل ۴۰ درصد از ارزش پول ملی تنزل یافته باشد)، نشان داد که استفاده از ترکیب شاخص‌های کاهش شدید ارزش پول ملی بهتر از استفاده از یک شاخص است و این شاخص‌ها در شناسایی بحران ارزی عملکرد ضعیف‌تری تحت نظام ارزی ثابت یا مدیریت‌شده دارد.

فردوس و همکاران^۲ (۲۰۲۲) یک سیستم هشدار اولیه را برای پیش‌بینی بحران‌های ارزی در کشورهای نوظهور آسیا و آمریکای لاتین با استفاده از رگرسیون لجیت بر روی داده‌های ماهانه از سال ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۱ توسعه دادند. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای کلان اقتصادی و نهادی شاخص‌های مهمی برای پیش‌بینی بحران‌ها هستند. سطح پایین رشد صادرات، نسبت مازاد حساب جاری به تولید ناخالص داخلی، رشد تولید ناخالص داخلی، سطح بالای رشد نرخ ارز واقعی، رشد واردات و نسبت بدهی به ذخایر کوتاه‌مدت می‌تواند ظهور یک بحران ارزی احتمالی را توضیح دهد. در همهٔ پژوهش‌های بررسی‌شده قبلی، تعریف بحران از منظر تمام عاملان اقتصادی (به‌جز بانک مرکزی) بررسی شده است. به این معنی که اگر نرخ رشد ارز (یا در بعضی موارد شاخص فشار بازار ارز) از حد آستانه‌ای مشخصی فراتر رود، بحران ارزی خواهیم داشت. اما نکته قابل توجه اینجاست که اگر بانک مرکزی برای رساندن نرخ ارز به کردیدر موردنظر خود به‌صورت عامدانه رشد نرخ ارز را در کوتاه‌مدت بالا ببرد، بحران حاضر از منظر بانک مرکزی یک وضعیت پیش‌بینی‌شده و از قبل مشخص خواهد بود. از این‌رو این وضعیت احتیاج به پیش‌بینی نخواهد داشت. همچنین بحران در وضعیت ذخایر ارزی به‌صورت ویژه برای بانک مرکزی اهمیت دارد و وضعیت رشد نرخ ذخایر ارزی جاری بانک مرکزی برای سایر عاملان اقتصادی مشخص نیست. از این‌رو بانک مرکزی ممکن است که پس از یک دوره مداخله در بازار ارز و کاهش ذخایر خود در میان‌مدت، مجبور شود در کوتاه‌مدت میزان ذخایر ارزی خود را افزایش دهد. اینکه چه موقع ذخایر بانک مرکزی به وضعیت هشدار می‌رسد برای بانک مرکزی از قبل مشخص نخواهد بود و معمولاً سایر عوامل اقتصادی و سیاسی در این بین اثرگذار است و می‌توان از آن به‌عنوان بحران در ذخایر ارزی بانک مرکزی نام برد.

1. Boonman (2019)

2. Ferdous et al. (2022)

۳. بیشتر گزارش‌های رسمی ترازنامه بانک مرکزی، حداقل با تأخیر دو فصل منتشر می‌شود و عاملان اقتصادی به‌صورت در لحظه از میزان ذخایر ارزی بانک مرکزی آگاه خواهند بود.

بنابراین به نظر می‌رسد که بهتر است بحران ارزی از منظر بانک مرکزی تعریف شود تا عامل پیش‌بینی‌پذیر نبودن وضعیت ارزی برای همهٔ عاملان اقتصادی به صورت یکسان اعمال شود. این تغییر در تعریف وضعیت بحران ارزی ممکن است باعث شود تا وضعیتی که از نظر بانک مرکزی بحران نیست، از نظر سایر عاملان اقتصادی بحران تلقی شود.

ویژگی‌های متمایزکننده پژوهش حاضر از اکثر پژوهش‌های پیشین شامل موارد زیر است:

۱. اکثر پژوهش‌های قبلی، بحران را از منظر تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان تعریف کردند، اما در این پژوهش بحران از منظر بانک مرکزی تعریف شده است؛

۲. بررسی عملکرد بانک مرکزی در بحران‌های ارزی؛

۳. طبقه‌بندی وضعیت بازار ارز در هر فصل و بررسی بحران و ابربحران‌های ارزی با توجه به منشأ آن: رشد کمتر ذخایر ارزی بانک مرکزی نسبت به حد آستانه، رشد نرخ ارز آزاد بیشتر از حد آستانه یا هر دو؛

۴. ارائه الگوی پیش‌بینی بحران ارزی با فاصله دو فصل (از دو فصل قبل از بحران، هشدار بحران احتمالی توسط الگو اعلام شود).

۳. مبانی نظری

این پژوهش در الگوهای نسل دوم قرار دارد. در اکثر مطالعات در زمینه بحران ارزی در الگوهای نسل دوم، از متغیر رشد نرخ ارز، متغیر رشد ذخایر ارزی یا شاخص فشار بازار ارز استفاده می‌شود. اما به نظر می‌رسد قبل از انتخاب شاخص بحران ارزی، باید مشخص شود که بحران ارزی توسط کدام عامل اقتصادی تعریف می‌شود. شاید درست باشد که زیاد شدن فاصلهٔ رشد نرخ ارز فصلی یا ماهانه از میانگین بلندمدت آن بتواند از منظر تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان، به عنوان شاخص بحران ارز تلقی شود، ولی هنگام تعریف بحران از منظر بانک مرکزی، باید وضعیت ذخایر ارزی و انتظار بانک مرکزی از بازار ارز را ملاک عمل قرار داد.

ممکن است بانک مرکزی در فصل‌هایی در بازار آزاد ارز بفروشد تا رشد نرخ ارز را کاهش دهد. در این حالت اگر بانک مرکزی نتواند رشد نرخ ارز را پایین بیاورد و رشد نرخ ارز از میانگین بلندمدت آن بیشتر شود، بازار ارز با یک بحران یا ابربحران ارزی مواجه خواهد شد. اما اگر در فصلی بانک مرکزی ذخایر ارزی خود را افزایش دهد، حتی اگر رشد نرخ ارز از میانگین رشد بلندمدت خود بسیار بیشتر شود، نمی‌توان نام بحران بر این وضعیت نهاد، هر چند تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان وضعیت بازار ارز را بحرانی بدانند. زیرا این وضعیت برای بانک مرکزی پیش‌بینی‌پذیر بوده و مداخله بانک مرکزی در راستای تشدید وضعیت بازار ارز بوده است.

در این مطالعه با توجه به اینکه بحران ارزی با توجه به عملکرد بانک مرکزی در بازار ارز تعریف می‌شود، به توضیح مختصری از فشار بازار ارز و شاخص مداخله بانک مرکزی اکتفا می‌شود.

یکی از شناخته‌شده‌ترین شاخص‌ها برای تعیین وضعیت ارزی، شاخص فشار بازار ارز (EMP)^۱ است. این شاخص از ابداعات گیرتون و روپر^۲ (۱۹۷۷) است که با مقاله ویمارک^۳ (۱۹۹۵) و ... گسترش یافت. در این پژوهش از تعریف و الگوی وی‌مارک (۱۹۹۵) برای به‌دست آوردن مقدار این شاخص استفاده می‌شود.

طبق تعریف وی، EMP بیانگر رشد نرخ ارز در حالت عدم مداخله^۴ بانک مرکزی در بازار ارز است. همچنین شاخص مداخله بانک مرکزی برابر نسبت میزان مداخله بانک مرکزی در بازار ارز به EMP است.^۵ چنانچه مداخلات بانک مرکزی وضعیت بازار ارز را تشدید کند و به افزایش مازاد تقاضا یا عرضه در بازار ارز دامن بزند، مداخله بانک مرکزی از نوع همسو^۶ است. اگر بانک مرکزی تعیین‌کننده وضعیت بازار ارز باشد به‌نحوی که مازاد تقاضا را به مازاد عرضه و مازاد عرضه را به مازاد تقاضا در بازار تبدیل کند، مداخله بانک مرکزی از نوع ناهمسو^۷ است. سایر مداخلات بانک مرکزی، در بازار ارز از نوع معمولی است. در قسمت روش‌شناسی پژوهش پس از تشریح الگو، درباره نحوه شناسایی انواع مداخلات ارزی توضیحات تکمیلی ارائه شده است.^۸

پس از مشخص شدن نحوه مداخله بانک مرکزی، رشد نرخ ارز با حد آستانه بحرانی آن و رشد ذخایر ارزی با حد آستانه بحرانی خود در هر فصل مقایسه می‌شود و درنهایت وضعیت بازار ارز مشخص می‌شود. بنابراین شاخص بحران ارزی در این مقاله، یک متغیر خاص نیست و بنا به وضعیت بانک مرکزی و سایر متغیرهای بازار ارز در هر فصل، وضعیت بازار مشخص خواهد شد. به‌طور کلی هدف مداخلات بانک مرکزی در بازار ارز، افزایش ذخایر ارزی یا کنترل رشد نرخ ارز است. بنابراین در صورتی که در یک فصل بانک مرکزی به هر دو هدف مزبور برسد، وضعیت ارزی کشور مطلوب قلمداد می‌شود. از طرفی با اعمال مداخله همسو یا معمولی، اگر رشد نرخ ارز از مقدار خاصی افزایش یابد، اعتبار بانک مرکزی نزد کارگزاران اقتصادی کاهش می‌یابد. از این‌رو می‌توان افزایش بیش از حد رشد نرخ ارز در هنگام مداخله مستقیم و همسو را برای بانک مرکزی بحران به حساب آورد. از طرف دیگر با اعمال مداخله ناهمسو، اگر رشد ذخایر ارزی کاهش یابد، با گذشت زمان از توانایی بانک مرکزی در کنترل بازار ارز کاسته می‌شود. از این‌رو کاهش رشد ذخایر در هنگام مداخله ناهمسو برای بانک مرکزی بحران محسوب می‌شود. در صورتی که هم رشد نرخ ارز بیش از حد آستانه هشدار باشد و هم

1. Exchange Market Pressure (EMP)

2. Girton & Roper (1977)

3. Weymark (1995)

4. Intervention

۵. منظور از مداخلات، مداخلات مستقیم بانک مرکزی در بازار ارز است. در قسمت تشریح الگو، بیشتر به این موضوع پرداخته می‌شود.

6. Leaning with the Wind

7. Leaning Against the Wind

۸. برای مطالعات بیشتر به خسروسرشتکی و همکاران (۱۴۰۱) مراجعه شود.

رشد ذخایر ارزی به شدت کاهش یابد، وضعیت ابربحران ارزی شکل می گیرد و سایر حالات برای بانک مرکزی معمولی خواهد بود.

در پژوهش حاضر، حد آستانه هشدار رشد نرخ ارز برابر مجموع میانگین و انحراف معیار رشد نرخ ارز ($\bar{e} + \sigma_e$) و حد آستانه هشدار کاهش رشد ذخایر ارزی برابر تفاضل رشد متوسط ذخایر ارزی و انحراف معیار آن ($\bar{r} - \sigma_r$) تعریف شده است. بنابراین بحران ارزی از دو طریق شناسایی می شود:

۱. بحران نوع اول هنگامی رخ می دهد که مداخلات بانک مرکزی از نوع معمولی یا همسو است و رشد نرخ ارز بیشتر از حد آستانه هشدار آن باشد؛

۲. بحران نوع دوم هنگامی رخ می دهد که در آن مداخلات ناهمسو رخ دهد و رشد ذخایر ارزی کمتر از حد آستانه هشدار آن باشد.

بنابراین بحران نوع اول در قیمت ارز و بحران نوع دوم در ذخایر ارزی نمود می یابد. در صورتی که رشد نرخ ارز بیشتر از ($\bar{e} + \sigma_e$) و رشد ذخایر ارزی نیز کمتر از ($\bar{r} - \sigma_r$) باشد، با توجه به نوع مداخلات مستقیم بانک مرکزی دو نوع ابربحران شکل می گیرد:

۱. ابربحران ارزی نوع ۱: اگر مداخلات مستقیم بانک مرکزی از نوع همسو یا معمولی باشد؛

۲. ابربحران ارزی نوع ۲: اگر مداخلات مستقیم بانک مرکزی از نوع ناهمسو باشد.

تقسیم بندی فوق نشان می دهد که اثرگذاری ابربحران ها بر اقتصاد شدیدتر از بحران ها است و ابربحران نوع ۲ از ابربحران نوع ۱ شدیدتر است. در جدول (۱)، خلاصه تقسیم بندی فوق را مشاهده می کنید.

جدول ۱: خلاصه وضعیت ارزی از منظر بانک مرکزی

$\dot{r}_t < \bar{r} - \sigma_r$	$\dot{r}_t \geq \bar{r} - \sigma_r$	مداخله همسو یا معمولی	$\dot{r}_t < \bar{r} - \sigma_r$	$\dot{r}_t \geq \bar{r} - \sigma_r$	مداخله ناهمسو
۱ ابربحران نوع	۱ بحران نوع	$\dot{e}_t \geq \bar{e} + \sigma_e$	۲ ابربحران نوع	معمولی	$\dot{e}_t \geq \bar{e} + \sigma_e$
معمولی	مطلوب	$\dot{e}_t < \bar{e} + \sigma_e$	۲ بحران نوع	مطلوب	$\dot{e}_t < \bar{e} + \sigma_e$

($\dot{e}_t$ رشد نرخ ارز آزاد و $\dot{r}_t$ رشد ذخایر ارزی است.)

سایر عواملان اقتصادی فقط وضعیت رشد نرخ ارز را ملاک تشخیص بحران قرار می دهند. به عبارت دیگر، بحران ارزی از منظر آنان در صورتی رخ می دهد که رشد فصلی نرخ ارز بیشتر از حد آستانه آن ($\bar{e} + \sigma_e$) باشد.

۳-۱. متغیرهای مؤثر بر پیش بینی در الگو

پس از مشخص شدن وضعیت هر فصل، باید متغیرهای مختلفی (اعم از متغیرهای پولی و حقیقی) را به عنوان متغیر مستقل پیش بینی کننده هشدار ارزی در الگو لحاظ کرد. این متغیرها باید عوامل مؤثر بر سمت عرضه و تقاضای اقتصاد را شامل شوند. برای بررسی راحت تر، در جدول (۲)، ابتدا متغیرهای مطالعات پیشین به دو گروه اصلی متغیرهای داخلی و متغیرهای خارجی تقسیم بندی شدند و برای هر کدام از این گروه های اصلی، دو زیرگروه فرعی پولی و حقیقی در نظر گرفته شده است.

جدول ۲: اهم متغیرهای اثرگذار بر شکل‌گیری بحران ارزی در مطالعات پیشین

گروه اصلی	گروه فرعی	
	حقیقی	پولی
داخلی	نرخ رشد تولید داخلی، نسبت واردات به صادرات، نسبت کسری بودجه به درآمد دولتی، نسبت درآمد نفتی به تولید، رشد درآمد نفتی، باز بودن اقتصاد و ...	رشد نرخ ارز، رشد ذخایر ارزی، نرخ بهره، تورم، رشد نقدینگی، محیط تورمی، نسبت دارایی‌های خارجی بانک‌ها به نقدینگی یا پایه پولی، رشد نسبت بدهی دولت به سیستم بانکی به نقدینگی یا پایه پولی، رشد نسبت سپرده‌های دولتی در سیستم بانکی به نقدینگی یا پایه پولی، فاصله نرخ ارز از روند بلندمدت آن، متغیر وقفه‌دار بحران ارزی و ...
خارجی (امریکا یا کشورهای هم‌پیمان نظیر آسه‌آن، OECD و ...)	نرخ رشد تولید و ...	نرخ بهره و تورم

۴. روش‌شناسی پژوهش

در این قسمت به بررسی روش‌های تخمین و تعاریف به کار رفته در الگوی پژوهش پرداخته می‌شود. با توجه به مؤثر بودن وضعیت درآمد نفتی بر بحران ارزی، به نظر می‌رسد دوره‌های درآمد نفتی را باید از هم تفکیک کرد. از این رو در ابتدا به روش تفکیک دوره درآمد نفتی کم و دوره درآمد نفتی زیاد از دوران قبل از تحریم (۱۳۶۹/۱ تا ۱۳۹۰/۱) به روش بای و پرون (۱۹۹۸) پرداخته می‌شود. سپس با استفاده از الگوی وی‌مارک (۱۹۹۵)، نوع و شاخص مداخله مستقیم بانک مرکزی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در نهایت شاخص کارایی الگوی تشخیص بحران مورد واکاوی قرار خواهد گرفت.

۴ - ۱. تعیین نقطه شکست درآمد نفتی

برای مشخص کردن نقطه شکست درآمد نفتی و جدا کردن دوره درآمد نفتی کم و زیاد از یکدیگر برای دوره ۱۳۶۹/۱ تا ۱۳۹۰/۴، از روش بای و پرون (۱۹۹۸) استفاده شده است. در این روش متغیرها به دو گروه تقسیم می‌شوند. گروه اول متغیرهای دارای شکست و گروه دوم متغیرهای بدون شکست هستند. در رابطه (۱)، X'_t متغیرهای بدون تغییر در رژیم‌های مختلف، Z'_t متغیر دارای شکست ساختاری و j تعداد شکست‌هاست.

$$y_t = X'_t \beta + Z'_t \delta_j + \varepsilon_t \quad (1)$$

تخمین رابطه فوق با نقاط شکست متعدد انجام می‌شود و برای هر تخمین، رابطه (۱) محاسبه می‌شود و در نهایت آن تخمینی که حداقل رابطه (۲) را داشته باشد، به عنوان تخمین و نقاط شکست بهینه انتخاب می‌شوند.

$$I_j = \sum_{k=-}^n \varepsilon_t^2 \quad (2)$$

۴ - ۲. نوع و شاخص مداخله مستقیم بانک مرکزی

ویمارک (۱۹۹۵) شاخص فشار بازار ارز و شاخص مداخله مستقیم بانک مرکزی را از درون یک الگوی اقتصاد باز مبتنی بر رویکرد پولی به نظریه تراز پرداخت‌ها محاسبه نمود. در این مدل، تقاضای حقیقی پول داخلی فقط به نرخ بهره کشور و درآمد حقیقی بستگی دارد. تغییرات عرضه پول مساوی مجموع تغییرات در اعتبارات داخلی و تغییرات پولی ناشی از تغییرات ذخایر خارجی است. در این مدل با توجه به کوچک بودن اقتصاد در مقایسه با جهان، سطح قیمت‌ها و نرخ بهره خارجی برون‌زا هستند. بازارهای مالی توسعه‌یافته و دارایی‌های داخلی و خارجی جانشین‌های کامل هستند. ساکنین داخلی می‌توانند پول ملی را برای انجام مبادلات خود نگهداری کنند و در نگهداری پول خارجی نیز انگیزه سفته‌بازی دارند. تفاوت نرخ بهره داخل از نرخ بهره خارج با تغییرات آتی نرخ ارز برابر است. این مدل از چهار معادله اصلی تشکیل شده است:

$$m_t^d = a. + p_t + a_1 y_t - a_2 i_t + v_t \quad a_1 \text{ و } a_2 > 0 \quad (3)$$

$$p_t = b. + b_1 p_t^* + b_2 e_t \quad b_2 > 0 \quad (4)$$

$$i_t = i_t^* + E_t e_{t+1} - e_t \quad (5)$$

$$\Delta m_t^s = \Delta d_t + \Delta f_t \quad (6)$$

رابطه (۳) مربوط به تقاضای حقیقی پول ملی است. بر این اساس، لگاریتم تقاضای پول (m_t^d) برابر لگاریتم سطح قیمت‌های داخلی (p_t) با ضریب یک، لگاریتم تولید داخلی (y_t) با ضریب مثبت و لگاریتم نرخ بهره داخلی (i_t) با ضریب منفی تعریف می‌شود. معادله (۴) رابطه‌ای خطی بین لگاریتم سطح قیمت‌های داخلی، لگاریتم سطح قیمت‌های خارجی (p_t^*) و لگاریتم نرخ ارز اسمی (e_t) برقرار می‌کند. در صورتی که $b_1 = b_2 = 1$ و $b. = 0$ باشد، رابطه برابری قدرت خرید برقرار است. معادله (۵) برابری بهره غیرپوششی^۳ را توضیح می‌دهد. معادله (۶) تغییرات در عرضه پول را به تغییرات سهم ذخایر داخلی (Δd_t) و ذخایر خارجی (Δf_t) مربوط می‌سازد.

$$\Delta f_t = \frac{[h_t f_t - h_{t-1} f_{t-1}]}{M_{t-1}} \quad (7)$$

$$\Delta d_t = \frac{[h_t d_t - h_{t-1} d_{t-1}]}{M_{t-1}} \quad (8)$$

h_t ضریب تکاثر پول در دوره t و M_{t-1} پایه پولی در دوره $t-1$ است. ضمن جاگذاری رابطه (۴) و (۵) در رابطه (۳) و تفاضل‌گیری رابطه (۹) به‌دست می‌آید.

$$\Delta m_t^d = b_1 \Delta p_t^* + (a_1 + b_2) \Delta s_t + a_1 \Delta y_t - a_2 \Delta i_t^* - a_2 \Delta E_t e_{t+1} + \Delta v_t \quad (9)$$

۱. از فروض این نظریه، ثابت بودن درآمد حقیقی، برقراری قانون قیمت واحد در دنیا و همگرایی نرخ بهره و عایدی سایر دارایی‌ها در بلندمدت است.

۲. منظور از نرخ بهره در اقتصاد ایران، نرخ سپرده کوتاه‌مدت بانکی است.

با توجه به برابری تغییر در تقاضا و عرضه پول ($\Delta m_t^s = \Delta m_t^d$) رابطه زیر به دست می آید:

$$\Delta e_t = \frac{-[b_1 \Delta p_t^* + a_1 \Delta y_t - a_r \Delta i_t^* - \Delta d_t + \Delta f_t - a_r \Delta E_t e_{t+1} + \Delta v_t]}{(a_r + b_r)} \quad (10)$$

در نهایت معادله (۱۱) برای EMP به دست می آید:

$$EMP_t = \Delta e_t + \eta \Delta f_t, \quad \eta = \frac{-1}{(a_r + b_r)} \quad (11)$$

برای به دست آوردن شاخص فشار بازار ارز ابتدا باید معادلات (۳) و (۴) تخمین زده شوند. شاخص مداخله مستقیم بانک مرکزی در بازار ارز نیز برابر با سهمی از EMP است که توسط مداخلات مستقیم بانک مرکزی در بازار ارز ایجاد شده است.

$$I_t = \frac{\eta \Delta f_t}{EMP_t} \quad (12)$$

بانک مرکزی با ایجاد مازاد تقاضا یا مازاد عرضه ارز در بازار، نرخ ارز را در کریدور مورد نظر خود قرار می دهد. البته ممکن است بانک مرکزی اهداف دیگری نظیر انباشت حداقل ذخایر ارزی را نیز مد نظر داشته باشد و این هدف را از تعدیل نرخ ارز مهم تر بداند. در این صورت ممکن است در فصل هایی نرخ ارز از مسیر مورد نظر بانک مرکزی منحرف شود. در جدول (۳)، نوع و نحوه مداخلات مستقیم بانک مرکزی در بازار ارز نوشته شده است.

جدول ۳: نحوه و نوع مداخلات مستقیم بانک مرکزی در بازار ارز

نوع مداخله	I	علامت EMP	نحوه مداخله
ناهمسو	(۱, +∞)	+	فروش
		-	خرید
معمولی	(۰, ۱)	+	فروش
		-	خرید
همسو	(-∞, ۰)	+	خرید
		-	فروش

پس از مقایسه نرخ رشد ارز و نرخ رشد ذخایر ارزی هر فصل با حد آستانه شان، باید وضعیت بازار ارز در هر فصل (اعم از مطلوب، معمولی، بحرانی و ابربحرانی) را تعیین نمود. سپس با شماره گذاری هر کدام از وضعیت ها در قالب یک الگوی پروبیت وضعیت هر فصل را با وقفه های متغیرهای کلان اقتصاد ایران و اقتصاد جهانی مرتبط نمود و به الگوی هشدار ارزی رسید.

۴ - ۳. بررسی کارایی الگوی پیش بینی بحران ارزی

دو نوع خطای الگوی هشداردهنده در ادبیات اقتصادی مطرح است. خطای نوع ۱ مربوط به عدم هشدارهای الگو برای فصل های بحرانی است و خطای نوع ۲، مربوط به هشدارهایی است که الگو برای فصل های غیربحرانی اعلام می کند. خلاصه عملکرد الگو و انواع خطاها را در جدول (۴) مشاهده می کنید.

جدول ۴: خلاصه عملکرد و انواع خطاهای الگو براساس ماهیت فصل‌ها

ماهیت فصل	اعلام هشدار	عدم هشدار
بحرانی	عملکرد درست	خطای نوع ۱
غیربحرانی	خطای نوع ۲	عملکرد درست

ملاک انتخاب آستانه اعلام هشدار برای الگو را باید از کمینه کردن خطاهای الگو به دست آورد. با توجه به اینکه الگوی حاضر برای پیش‌بینی بحران ارزی است، از این رو خطای نوع ۱ به مراتب مهم‌تر از خطای نوع ۲ است. یکی از ملاک‌های مورد استفاده برای بررسی کارایی الگوهای هشداردهنده، نسبت اخلال به علامت‌دهی ۱ است:

$$NSR = \frac{\frac{\text{تعداد خطای نوع ۲}}{\text{تعداد فصل‌های غیربحرانی}}}{\frac{\text{تعداد فصل‌های بحرانی}}{\text{تعداد درست هشدارها}}} = \frac{\text{تعداد خطای نوع ۲}}{\text{تعداد فصل‌های غیربحرانی}} \div \frac{\text{تعداد فصل‌های بحرانی}}{\text{تعداد درست هشدارها}}$$

برای الگوهای کاملاً تصادفی با میانگین پارامتر هشدار ۰/۵ (نظیر پرتاب سکه و ...)، شاخص NSR برابر یک است. نزدیک بودن شاخص NSR به صفر به معنی بالا بودن کارایی بیشتر الگو است. ۲.

۵. نتایج

در این پژوهش از داده‌های فصلی ۱۳۶۹/۱ تا ۱۴۰۱/۴ استفاده شده است. ملاک تعریف تحریم، زمان اجرایی شدن آن در بهار ۱۳۹۱ است. از این رو دوره تحریم از ۱۳۹۱/۱ تا ۱۴۰۱/۴ و دوره درآمد نفتی کم و زیاد شامل ۱۳۶۹/۱ تا ۱۳۹۰/۴ می‌شود.

۵ - ۱. تعیین نقطه شکست درآمد نفتی

حال با استفاده از روش بای-پرون (۱۹۹۸) باید نقطه شکست درآمد نفتی را برای تفکیک دوره درآمد نفتی کم و دوره درآمد نفتی زیاد را یافت. برای محاسبه نقطه شکست، باید یک رابطه خودتوضیحی را برای متغیر لگاریتم درآمد نفتی جاری دلاری (به عنوان بهترین متغیر نشان‌دهنده وضعیت درآمد نفتی) تخمین زد. بنابراین، ابتدا داشتن ریشه واحد در این متغیر بررسی شود. با توجه به جدول ۵، متغیر لگاریتم درآمد نفتی جاری دلاری ریشه واحد دارد.

جدول ۵: آزمون‌های ریشه واحد لگاریتم درآمد نفتی جاری

نوع آزمون	آماره آزمون t بدون وقفه	آماره آزمون t با یک وقفه
دیکی فولر تعمیم یافته	-۱/۶۳۲۳۱۵	-۳/۴۹۱۳۴۵*
فیلیپس پرون	-۱/۵۵۸۹۰۸	-۳/۴۹۱۳۴۵*

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج رگرسیون نشان می‌دهد که نقطه شکست درآمد نفتی، پاییز ۱۳۷۹ است. خلاصه نتایج را در جدول (۶) مشاهده می‌کنید.

جدول ۶: تخمین رابطه AR(I) لگاریتم درآمد نفتی برای دوره درآمد نفتی کم و زیاد

دوره	نام دوره	تخمین*
۱۳۶۹/۱ تا ۱۳۷۹/۲	درآمد نفتی کم	$loil_t = 0.644712 + 0.492505 loil_{t-1} + \varepsilon_t$ (۳/۶۷۸) (۳/۶۰۰)
۱۳۷۹/۳ تا ۱۳۹۰/۴	درآمد نفتی زیاد	$loil_t = 0.127165 + 0.967215 loil_{t-1} + \varepsilon_t$ (۱/۷۰۳) (۳۲/۳۵۲)

آماره t هر پارامتر در داخل پرانتز و زیر آن نوشته شده است.

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵- ۲. نوع و شاخص مداخله مستقیم بانک مرکزی

با توجه به رابطه میان مدت و بلندمدت در روابط (۳) و (۴)، برای تخمین بهتر است از تفاضل‌گیری اجتناب شود و با استفاده از الگوی VECM تخمین رابطه بلندمدت انجام شود. سپس با استفاده از ضرایب به دست آمده، η و در نهایت متغیر EMP_t و I_t هر فصل را محاسبه نمود. قبل از تشکیل الگوی VECM باید از ریشه واحد داشتن متغیرها اطمینان حاصل کرد. سپس باید تعداد بردارهای هم‌جمعی برای الگو مشخص شود. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای الگوی VECM در جدول (۷) نوشته شده است.

جدول ۷: آماره t آزمون ریشه واحد در متغیرهای مورد استفاده در الگوی VECM

لگاریتم متغیرها	درآمد نفتی کم		درآمد نفتی زیاد		تحریم	
	سطح	یک وقفه	سطح	یک وقفه	سطح	یک وقفه
نقدینگی	۰/۳۰۹	-۶/۱۹۷*	-۱/۴۳۰	-۳/۷۸۹*	-۱/۹۹۷	-۳/۴۶۸*
GDP	-۲/۴۰۶	-۱۴/۸۱۰*	-۱/۴۹۸	-۷/۰۲۴*	-۱/۳۰۸	-۵/۱۱۹*
نرخ بهره	-۱/۴۰۸	-۶/۶۹۲*	-۰/۷۳۲	-۶/۵۳۰*	-۰/۷۵۷	-۴/۹۶۴*
شاخص قیمت داخلی	-۲/۰۸۳	-۷/۵۶۲*	۲/۴۸۲	-۷/۶۵۴*	۰/۹۲۱	-۳/۱۵۰*
شاخص قیمت خارجی	-۲/۴۸۰	-۷/۸۰۸*	-۱/۴۲۸	-۶/۰۶۴*	۰/۵۲۹	-۴/۹۰۷*
نرخ ارز	۰/۵۸۸	-۷/۲۰۷*	۲/۱۹۶	-۵/۱۲۳*	-۰/۳۵۵	-۵/۰۰۰*

وضعیت انتخاب شده هر متغیر با علامت * مشخص شده است.

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به کوچک بودن اندازه مشاهدات الگو در هر دوره، حداکثر از ۳ بردار هم‌جمعی استفاده شده است. تعداد بردارهای هم‌جمعی به نحوی انتخاب شدند که ضرایب الگو معنادار باشند. نتایج تعداد بردارهای هم‌جمعی الگو در هر دوره در جدول (۸) درج شده است.

جدول ۸: انتخاب تعداد و نوع رابطه هم‌انباشتگی به روش جوهانسن و بزرگ‌ترین مقدار ویژه

دوره	نام آزمون	بدون روند مشخص		روند خطی		روند درجه ۲
		بدون عرض از مبدا	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند	
درآمد نفتی کم	اثر جوهانسن	۵	۵	۶	۵	۶
	بزرگ‌ترین مقدار ویژه	۲	۲*	۱	۰	۰
درآمد نفتی زیاد	اثر جوهانسن	۳	۳	۲*	۳	۳
	بزرگ‌ترین مقدار ویژه	۳	۳	۲*	۱	۲
تحریم	اثر جوهانسن	۵	۶	۴	۴	۴
	بزرگ‌ترین مقدار ویژه	۳*	۲	۲	۳	۳

بردارهای انتخاب‌شده با علامت * مشخص شدند.

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نتایج الگوی VECM و ضریب η برای هر سه دوره در جدول (۹) نوشته شده است.

جدول ۹: تخمین الگوی VECM

دوره	الگو	η
درآمد نفتی کم	$m_t^d = -47/15859 + p_t + 2/0.81160 y_t - 0/687144 i_t$ $p_t = 51/95055 + 53/77706 p_t^* + 3/0.4674 e_t$	-۰/۲۸۸۲
درآمد نفتی زیاد	$m_t^d = -21/0.7086 + p_t + 3/1.01591 y_t - 4/998977 i_t$ $p_t = -53/25729 - 3/772092 p_t^* + 8/552697 e_t$	-۰/۰۷۳۸
تحریم	$m_t^d = 983/7178 cov_t + p_t + 1/24603 y_t - 2/59395 i_t$ $p_t = 36/11233 cov_t - 8/16606 p_t^* + 0/72002 e_t$	-۰/۲۷۲۱۸

cov_t متغیر مجازی دوران کرونا است. تمام ضرایب در حد ۹۵ درصد معنا دارند.

(منبع: یافته‌های پژوهش)

خلاصه وضعیت نحوه مداخلات بانک مرکزی در بازار ارز در جدول (۱۰) درج شده است. با کاهش درآمد نفتی، مداخلات ناهمسوی بانک مرکزی به شدت کاهش می‌یابد، ولی با افزایش درآمد نفتی، مداخلات بانک مرکزی بیشتر از نوع ناهمسو است و در این مدت، بانک مرکزی ذخایر ارزی خود را افزایش می‌دهد. این امر به خرید درآمد ارزی حاصل از صادرات نفت مربوط است که بانک مرکزی در بیشتر مواقع با مداخله ناهمسو سعی در جلوگیری از ورود درآمد ارزی دولت به بازار آزاد می‌کند. میانگین فصلی رشد نرخ ارز در دوره تحریم ۱/۸ برابر میانگین فصلی رشد نرخ ارز در دوره کمبود درآمد نفتی است. هرچند میزان میانگین واردات جاری دلاری در دوره تحریم (نزدیک به ۴۷ میلیارد دلار) بیش از ۲/۶ برابر واردات دوره کم درآمد نفتی (نزدیک به ۱۸ میلیارد دلار) است، اما به نظر می‌رسد در زمان تحریم انتظارات عاملان اقتصادی بیشتر بر رشد نرخ ارز اثرگذار است. در قسمت بحث و نتیجه‌گیری بیشتر به این موضوع پرداخته خواهد شد.

جدول ۱۰: خلاصه وضعیت نحوه مداخلات بانک مرکزی در بازار ارز

دوره	نوع مداخله	نحوه مداخله	تعداد	درصد	میانگین $\hat{e}_t$	میانگین دوره‌ای $\bar{e}_t$
درآمد نفتی کم	ناهمسو	فروش	۲	۵%	-۰/۰۰۴	۰/۰۴۸
		خرید	۱	۳%	۰/۰۱۳	
	معمولی	فروش	۱۱	۲۶%	۰/۰۷۴	
		خرید	۱۰	۲۴%	-۰/۰۲۲	
	همسو	خرید	۱۶	۳۸%	۰/۱۰۲	
		فروش	۳	۵%	-۰/۱۰۲	
درآمد نفتی زیاد	ناهمسو	فروش	۱	۳%	-۰/۰۲۳	۰/۰۱۹
		خرید	۲۶	۵۸%	۰/۰۰۹	
	معمولی	فروش	۷	۱۶%	۰/۰۱۹	
		خرید	۶	۱۳%	-۰/۰۰۴	
	همسو	خرید	۴	۹%	۰/۱۳۸	
		فروش	۱	۳%	-۰/۰۱۲	
تحریم	ناهمسو	فروش	۱	۶%	-۰/۰۳۰	۰/۰۹۱
		خرید	۱۳	۳۰%	۰/۰۶۱	
	معمولی	فروش	۶	۱۴%	۰/۲۳۰	
		خرید	۱۱	۲۵%	-۰/۰۴۹	
	همسو	خرید	۱۱	۲۵%	۰/۲۳۲	
		فروش	۲	۵%	-۰/۰۶۸	

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵ - ۳. تعریف وضعیت ارزی

برای انتخاب حد آستانه باید مقدار میانگین و انحراف معیار برای رشد نرخ ارز و رشد ذخایر ارزی بانک مرکزی محاسبه شود. ضمن حذف داده‌های پرت رشد ذخایر ارزی (۴۹۱٪) برای ۱۳۷۲/۲ و ۱۱۰٪ برای ۱۳۹۲/۲، میانگین، انحراف معیار و حد آستانه $\hat{e}_t$ و $\hat{r}_t$ در جدول ۱۱ محاسبه شده‌اند. خلاصه وضعیت ارزی به ازای حالت‌های مختلف نیز در جدول ۱۲ مشخص شده است.

جدول ۱۱: میانگین و انحراف معیار رشد نرخ ارز و رشد ذخایر ارزی بانک مرکزی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حد آستانه
$\hat{e}_t$	۰/۰۴۶	۰/۱۲۷	۰/۱۷۳
$\hat{r}_t$	۰/۰۸۰	۰/۳۶۱	-۰/۲۸۱

(منبع: یافته‌های پژوهش)

جدول ۱۲: خلاصه وضعیت ارزی از منظر بانک مرکزی

مداخله ناهمسو	$\hat{e}_t \geq -۰/۲۸۱$	$\hat{r}_t < -۰/۲۸۱$	مداخله همسو یا معمولی	$\hat{r}_t \geq -۰/۲۸۱$	$\hat{e}_t < -۰/۲۸۱$
$\hat{e}_t \geq ۰/۱۷۳$	معمولی	ابربحران نوع ۲	$\hat{e}_t \geq ۰/۱۷۳$	بحران نوع ۱	ابربحران نوع ۱
$\hat{e}_t < ۰/۱۷۳$	مطلوب	بحران نوع ۲	$\hat{e}_t < ۰/۱۷۳$	مطلوب	معمولی

(منبع: یافته‌های پژوهش)

وضعیت بازار هر فصل از منظر بانک مرکزی در جدول (۱۳) نوشته شده است. مطابق جدول (۱۳)، نتایج نشان می‌دهد که در دوره پژوهش، بحران نوع ۲ و اربحران نوع ۱ و نوع ۲ مشاهده نشده است.

همچنین، ۱۲۰ فصل دارای وضعیت مطلوب یا معمولی بودند. ۱۱ فصل دارای بحران نوع ۱ شناسایی شدند که عبارتند از: ۱۳۷۲/۴، ۱۳۷۴/۱، ۱۳۹۰/۴، ۱۳۹۱/۳، ۱۳۹۷/۲، ۱۳۹۷/۳، ۱۳۹۸/۴، ۱۳۹۹/۱، ۱۳۹۹/۲، ۱۳۹۹/۳ و ۱۴۰۱/۴. بنابراین فرضیات ۱ و ۲ رد شدند.

بانک مرکزی در تمام فصل‌های بحرانی به جز ۱۳۹۷/۲، با خرید ارز از بازار آزاد و انجام مداخلات همسو، به تشدید وضعیت ارزی و افزایش نرخ ارز دامن زده است. علت این امر به عدم کفایت ذخایر ارزی در مدیریت بحران ارزی از منظر بانک مرکزی مربوط می‌شود. بنابراین فرضیه ۳ رد می‌شود. بحران‌های ارزی در دوره درآمد نفتی کم در ۲ فصل، در دوره درآمد نفتی زیاد در ۱ فصل و در دوره تحریم در ۸ فصل رخ داده است.

جدول ۱۳: وضعیت بازار ارز هر فصل از منظر بانک مرکزی

فصل	نحوه مداخله	نوع مداخله	وضعیت بازار	فصل	نحوه مداخله	نوع مداخله	وضعیت بازار
۱۳۶۹/۲	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۶۹/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۶۹/۴	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۷۰/۱	فروش	همسو	مطلوب
۱۳۷۰/۲	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۷۰/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۷۰/۴	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۷۱/۱	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۷۱/۲	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۷۱/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۷۱/۴	خرید	همسو	مطلوب	۱۳۷۲/۱	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۷۲/۲	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۷۲/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۷۲/۴	خرید	همسو	بحران نوع ۱	۱۳۷۳/۱	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۷۳/۲	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۷۳/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۷۳/۴	خرید	همسو	مطلوب	۱۳۷۴/۱	خرید	همسو	بحران نوع ۱
۱۳۷۴/۲	فروش	همسو	مطلوب	۱۳۷۴/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۷۴/۴	خرید	همسو	مطلوب	۱۳۷۵/۱	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۷۵/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۷۵/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۷۵/۴	خرید	همسو	مطلوب	۱۳۷۶/۱	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۷۶/۲	فروش	ناهمسو	مطلوب	۱۳۷۶/۳	فروش	ناهمسو	مطلوب
۱۳۷۶/۴	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۷۷/۱	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۷۷/۲	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۷۷/۳	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۷۷/۴	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۷۸/۱	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۷۸/۲	خرید	همسو	مطلوب	۱۳۷۸/۳	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۷۸/۴	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۷۹/۱	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۷۹/۲	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۷۹/۳	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۷۹/۴	فروش	همسو	مطلوب	۱۳۸۰/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۰/۲	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۸۰/۳	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۸۰/۴	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۸۱/۱	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۸۱/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۱/۳	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۱/۴	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۲/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۲/۲	خرید	همسو	مطلوب	۱۳۸۲/۳	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۲/۴	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۳/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۳/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۳/۳	خرید	ناهمسو	مطلوب

فصل	نحوه مداخله	نوع مداخله	وضعیت بازار	فصل	نحوه مداخله	نوع مداخله	وضعیت بازار
۱۳۸۳/۴	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۴/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۴/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۴/۳	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۴/۴	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۸۵/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۵/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۵/۳	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۵/۴	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۸۶/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۶/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۶/۳	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۶/۴	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۸۷/۱	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۸۷/۲	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۸۷/۳	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۸۷/۴	فروش	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۸/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۸/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۸/۳	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۸۸/۴	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۸۹/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۸۹/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۸۹/۳	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۸۹/۴	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۹۰/۱	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۹۰/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۹۰/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۹۰/۴	خرید	همسو	بحران نوع ۱	۱۳۹۱/۱	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۹۱/۲	خرید	همسو	مطلوب	۱۳۹۱/۳	خرید	همسو	بحران نوع ۱
۱۳۹۱/۴	خرید	همسو	مطلوب	۱۳۹۲/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۹۲/۲	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۹۲/۳	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۹۲/۴	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۹۳/۱	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۹۳/۲	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۹۳/۳	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۹۳/۴	فروش	معمولی	مطلوب	۱۳۹۴/۱	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۹۴/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۹۴/۳	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۹۴/۴	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۹۵/۱	فروش	ناهمسو	مطلوب
۱۳۹۵/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۹۵/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۳۹۵/۴	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۹۶/۱	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۹۶/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۹۶/۳	خرید	ناهمسو	مطلوب
۱۳۹۶/۴	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۳۹۷/۱	خرید	ناهمسو	معمولی
۱۳۹۷/۲	فروش	معمولی	بحران نوع ۱	۱۳۹۷/۳	خرید	همسو	بحران نوع ۱
۱۳۹۷/۴	فروش	همسو	مطلوب	۱۳۹۸/۱	فروش	معمولی	مطلوب
۱۳۹۸/۲	خرید	معمولی	مطلوب	۱۳۹۸/۳	خرید	معمولی	مطلوب
۱۳۹۸/۴	خرید	همسو	بحران نوع ۱	۱۳۹۹/۱	خرید	همسو	بحران نوع ۱
۱۳۹۹/۲	خرید	همسو	بحران نوع ۱	۱۳۹۹/۳	خرید	همسو	بحران نوع ۱
۱۳۹۹/۴	خرید	معمولی	مطلوب	۱۴۰۰/۱	فروش	همسو	مطلوب
۱۴۰۰/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۴۰۰/۳	خرید	همسو	مطلوب
۱۴۰۰/۴	خرید	معمولی	مطلوب	۱۴۰۱/۱	فروش	معمولی	مطلوب
۱۴۰۱/۲	خرید	ناهمسو	مطلوب	۱۴۰۱/۳	فروش	معمولی	مطلوب
۱۴۰۱/۴	خرید	همسو	بحران نوع ۱				

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در اوایل دوره درآمد نفتی کم، به علت ناکافی بودن ذخایر ارزی کشور، دولت مجبور به اخذ وام خارجی کوتاهمدت با بهره زیاد شد. تأمین نیاز کشور از یکسو و استمهال وامها با گرفتن وام جدید از سوی دیگر، دولت را در تنگنا قرار داد و در نهایت به بحرانهای ارزی در ۱۳۷۲/۴ و ۱۳۷۴/۱ انجامید. بحران ارزی در دوره درآمد نفتی زیاد مربوط به تصویب قانون تحریم (و نه اجرایی شدن آن) است. در دوره تحریم، بحرانهای ۱۳۹۱/۲ و ۱۳۹۱/۳ به علت اجرا شدن تحریمها به وقوع پیوست. بحران ارزی در ۱۳۹۷/۲ و ۱۳۹۷/۳ همزمان با شروع مجدد تحریمها است. در زمان ۱۳۹۸/۴، ۱۳۹۹/۱، ۱۳۹۹/۲ و ۱۳۹۹/۳، تشدید وضعیت تحریم و کاهش قیمت جهانی نفت به کاهش شدید درآمدهای نفتی کشور منجر شد. علاوه بر آن، شوک شیوع کرونا در سطح جهانی نیز بر عرضه و تقاضای حقیقی و پولی اثرگذار بود و سایر درآمدهای ارزی کشور را تحت تأثیر قرار داد. در نهایت تمام موارد مزبور، به بحران ارزی در فصلهای یادشده منتهی شد.

به جز بحرانهای ارزی در دوران کرونا (۱۳۹۸/۴ تا ۱۳۹۹/۳)، طول دوره بحران حداکثر ۲ فصل متوالی است. عاملان اقتصادی و بانک مرکزی در تمام فصلها به جز ۱۳۹۷/۱ در شناسایی بحران ارزی نظر یکسانی دارند. برخلاف بانک مرکزی، عاملان اقتصادی ۱۳۹۷/۱ را فصل بحران ارزی می‌دانند، زیرا رشد نرخ ارز در این فصل (۲۱/۶٪) از حد آستانه رشد نرخ ارز (۱۸٪) بزرگتر است. اما بانک مرکزی با مداخله مستقیم ناهمسو در بازار ارز ضمن افزایش ذخایر خود، موجب افزایش نرخ ارز شده است. این فصل، زمان خروج امریکا از برجام و تصویب شروع مجدد تحریمهاست. با توجه به ۱۳۹۰/۴ و ۱۳۹۷/۱، می‌توان نتیجه گرفت که هر فصلی که تحریم در آن تصویب شود فارغ از زمان اجرایی شدن آن، احتمالاً از منظر عاملان اقتصادی به بحران ارزی منجر خواهد شد. بنابراین فرضیه ۴ نیز رد می‌شود.

بانک مرکزی در هیچ فصلی مداخله ناهمسوی ناموفق نداشته است و تمام مداخلات ناهمسو به بحران یا ابربحران نوع ۲ منجر نشده است. اکثر مداخلات ناهمسوی بانک مرکزی مربوط به خرید درآمد ارزی حاصل از فروش نفت است تا با جلوگیری از ورود ارز به بازار آزاد، رشد نرخ ارز همچنان در کریدور مورد نظر بانک مرکزی باقی بماند.

۵ - ۴. الگوی هشدار بحران ارزی

با توجه به نداشتن ابربحران نوع ۱ و نوع ۲ و همچنین بحران نوع ۲، برای فصلهای بحرانی (بحران نوع ۱)، متغیر بحران ارزی برابر یک خواهد بود و برای سایر فصلها این مقدار صفر است. بنابراین به راحتی می‌توان از الگوی پروبیت استفاده کرد. با در نظر گرفتن بحران کرونا و اثرگذاری مستقیم این بحران بر وضعیت اقتصاد ایران و جهان، دوره الگوی پیش‌بینی بحران از ۱۳۷۰/۱ تا ۱۳۹۹/۴ انتخاب شده است تا بتوان از متغیر مجازی کرونا نیز در الگو استفاده کرد. متغیرهای مورد استفاده در الگو با استفاده از مطالعات پیشین انتخاب شده است. این متغیرها عبارتند از: متغیر بحران ارزی به‌عنوان متغیر وابسته، متغیر وقفه‌دار بحران ارزی، متغیر مجازی تحریم، متغیر مجازی کرونا، رشد

ذخایر ارزی، رشد نرخ ارز، تفاضل رشد نرخ ارز از روند بلندمدت^۱، نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به نقدینگی، رشد نسبت بدهی دولت به سیستم بانکی به نقدینگی، رشد نسبت سپرده‌های دولتی در سیستم بانکی به نقدینگی، رشد قیمت جهانی نفت، نسبت درآمد نفتی به تولید داخلی، رشد تولید داخلی، رشد نقدینگی، رشد تولید داخلی امریکا و تورم امریکا^۲. در جدول (۱۴)، دلایل و علامت انتظاری ضرایب متغیرهای الگو نوشته شده است.

جدول ۱۴: دلایل و علامت انتظاری ضرایب متغیرهای الگو

ضریب متغیرها	علامت	دلیل
بحران ارزی سه‌وقفه‌ای	-	به جز یک دوره بحرانی یک‌ساله، مدت اکثر بحران‌های ارزی حداکثر دو فصل است.
تفاضل رشد نرخ ارز از روند بلندمدت		
متغیر مجازی تحریم	+	کاهش درآمد نفتی و دسترسی به آن
متغیر مجازی کرونا	+	کاهش تقاضای جهانی و کاهش درآمد نفتی
رشد ذخایر ارزی	+	رشد ذخایر ارزی در ۲ فصل قبل از تمام بحران‌های ارزی مشاهده شده است.
رشد نرخ ارز	+	رشد نرخ ارز در ۲ فصل قبل از اکثر بحران‌های ارزی مشاهده شده است.
نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به نقدینگی	-	کاهش ریسک عدم کفایت بانک مرکزی برای مقابله با بحران ارزی
رشد نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به نقدینگی	+	افزایش خالص بدهی دولت به بانک مرکزی به معنی کافی نبودن منابع مالی دولت در انجام تعهدات خود است. از این رو افزایش نرخ ارز ممکن است به عنوان راه حل جایگزین در کوتاه‌مدت به بحران ارزی منجر شود. (با توجه به جدا کردن بدهی دولت و سپرده‌های دولتی نزد بانک مرکزی به نظر می‌رسد قدرمطلق ضرایب این دو متغیر باید نزدیک به هم باشند.)
رشد نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به نقدینگی	-	
رشد نقدینگی	+	بالا رفتن تقاضا برای خرید ارز و به تبع آن افزایش نرخ ارز و بحران ارزی
رشد قیمت جهانی نفت	-	انتظار می‌رود رشد قیمت جهانی نفت با رشد قیمت نفت ایران هم‌زمان باشد. بنابراین افزایش قیمت جهانی نفت به افزایش درآمدهای نفتی و افزایش ارز در دسترس دولت و بانک مرکزی منجر خواهد شد.
نسبت درآمد نفتی به تولید داخلی	+	نشان‌دهنده میزان وابستگی اقتصاد به نفت و میزان ریسک وقوع بحران ارزی با کاهش قیمت نفت
رشد تولید داخلی	-	بالا رفتن بازدهی در بخش حقیقی اقتصاد و کاهش سفته‌بازی در دارایی‌ها به ویژه ارز خارجی و در نهایت افزایش ارزش پول داخلی
تورم امریکا	+	افزایش قیمت کالاهای وارداتی، افزایش تقاضا برای ارز خارجی و نهایتاً افزایش احتمال وقوع بحران ارزی
رشد تولید داخلی امریکا	-	افزایش تقاضای جهانی نفت و قیمت آن و در نهایت افزایش درآمدهای نفتی

۱. این متغیر به عنوان متغیر نشان‌دهنده شدت وضعیت بحران از منظر سایر عواملان اقتصادی در مدل به کار رفته است. روند بلندمدت نیز با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات محاسبه شده است.

۲. به عنوان شاخصه‌ای برای تولید و تورم جهانی

برای جلوگیری از هم‌خطی کامل در الگو از ۳ وقفه برای متغیر بحران ارزی و برای سایر متغیرها از دو وقفه استفاده شده است. متغیرهای مجازی تحریم و کرونا بدون وقفه و سایر متغیرها با دو وقفه در الگو لحاظ شده‌اند. همچنین همگی متغیرها ریشه‌واحد ندارند. ضرایب الگو و آماره‌های آزمون LR، R^2 مک‌فادن، هاسمر-لمشو در جدول (۱۵) درج شده‌اند.

جدول ۱۵: ضریب و آماره Z برای متغیرهای الگو

گروه اصلی	گروه فرعی	متغیر	ضریب	آماره Z
-	-	عرض از مبدأ	-۴۸/۱۵	-۱۷/۶۳
داخلی	پولی	متغیر وقفه‌دار بحران ارزی با سه وقفه	-۴/۷۲	-۶/۱۲
		متغیر مجازی تحریم	۱/۷۲	۳/۰۵
		متغیر مجازی کرونا	۱۱/۵۰	۱۲/۱۷
		رشد ذخایر ارزی	۲/۸۵	۲/۰۷
		رشد نرخ ارز	۳۰۲/۰۰	۱۷/۱۸
		تفاضل رشد نرخ ارز از روند بلندمدت	-۳۰۸/۸۵	-۱۷/۰۸
		نسبت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به نقدینگی	-۴۰/۶۶	-۸/۲۵
		رشد نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به نقدینگی	-۳۶/۵۳	-۱۶/۳۷
		رشد نسبت سپرده‌های دولتی نزد بانک مرکزی به نقدینگی	۴۰/۱۷	۱۳/۴۸
		رشد نقدینگی	۹۹/۱۰	۱۱/۱۳
	حقیقی	رشد قیمت جهانی نفت	-۰/۴۸	-۱۳/۵۶
		نسبت درآمد نفتی به تولید داخلی	۹۸/۶۸	۱۷/۱۹
		رشد تولید داخلی	-۱۴/۰۷	-۶/۲۳
خارجی	پولی	تورم امریکا	۹/۸۲	۱۳/۸۲
	حقیقی	رشد تولید داخلی امریکا	-۴/۹۳	-۱۰/۲۳
آماره LR	۶۸/۷۳	آماره R^2 مک‌فادن	۰/۹۹۸	آماره هاسمر-لمشو

ضریب رشد ذخایر ارزی ۹۵٪ و ضریب سایر متغیرها و آماره‌ها ۹۹٪ معنادار هستند.

(منبع: یافته‌های پژوهش)

به‌طور طبیعی و به علت پویایی سیستم طراحی‌شده و همچنین، وجود هم‌خطی ناقص بین برخی متغیرهای پیش‌بینی‌کننده در الگو، علامت‌های متغیرها می‌تواند برخلاف انتظارات تئوریک باشد (نصراللهی و همکاران، ۱۳۹۶). بنابراین انتظار می‌رود علامت اکثر متغیرهای الگو با علامت انتظاری مطابقت داشته باشد. در الگوی حاضر، علامت متغیرهای رشد نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی به نقدینگی و رشد نسبت سپرده‌های دولتی نزد بانک مرکزی به نقدینگی در الگو با علامت انتظاریشان متفاوت است، ولی همچنان قدم‌مطلق ضرایبشان نزدیک به هم است. بنابراین کلیت ضرایب متغیرهای الگو را می‌توان معنادار دانست.

اکنون به بررسی کارایی الگو در پیش‌بینی بحران پرداخته می‌شود. برای این منظور، ابتدا الگو برای داده‌های ۱۳۷۰/۱ تا ۱۳۹۹/۴ تخمین زده شده است و سپس کارایی درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای الگو با استفاده از شاخص NSR مورد بررسی قرار گرفته است. حد آستانه انتخابی برای هشدار عدد صفر است. در صورتی که تخمین متغیر بحران مثبت باشد به معنی هشدار وقوع بحران است و اگر منفی باشد، هشدار صادر نمی‌شود. در جدول (۱۶)، برای دوره درون‌نمونه‌ای و دوره برون‌نمونه‌ای، علامت‌دهی صحیح و غیرصحیح و میزان شاخص NSR مشخص شده است. الگو در دوره درون‌نمونه‌ای عملکرد بسیار خوبی داشته است. در دوره برون‌نمونه‌ای، فقط یک خطای نوع ۲ مربوط به اعلام هشدار اشتباه بحران در ۱۴۰۱/۱ مشاهده شده است و هشدار ۱۴۰۱/۴ به درستی اعلام شده و سایر فصل‌ها نیز بحرانی اعلام نشده است. بنابراین فرضیات ۵ و ۶ نیز رد می‌شوند. با توجه به میزان شاخص NSR، هم در دوره درون‌نمونه‌ای و هم در دوره برون‌نمونه‌ای، الگوی هشدار بحران ارزی کارایی بالایی دارد.

جدول ۱۶: خلاصه وضعیت هشدارهای اعلامی الگو و شاخص NSR در هر دوره

عنوان	دوره درون‌نمونه‌ای		دوره برون‌نمونه‌ای	
	اعلام هشدار	عدم هشدار	اعلام هشدار	عدم هشدار
فصل بحرانی	۱۱	۰	۱	۰
فصل غیربحرانی	۰	۱۰۹	۱	۶
NSR	۰		۰/۱۴۳	

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۶. بحث و نتیجه‌گیری

در بین متغیرهای داخلی، متغیرهای رشد نقدینگی، رشد نرخ ارز، رشد ذخایر ارزی، وابستگی به درآمد نفتی و تحریم از عوامل مؤثر بر پیش‌بینی بحران ارزی هستند. همچنین، متغیرهای رشد بخش حقیقی و تفاضل رشد نرخ ارز از روند بلندمدت از عوامل مؤثر بر کاهش رخداد بحران ارزی هستند. میانگین فصلی رشد نرخ ارز در دوره تحریم از دوران کمبود درآمد نفتی به مراتب بیشتر است. هرچند با اعداد جاری دلاری، میزان متوسط واردات در دوره تحریم بیش از دو برابر از واردات دوره کم‌درآمد نفتی بیشتر است، اما به نظر می‌رسد انتظارات عاملان اقتصادی در زمان تحریم بر رشد نرخ ارز اثرگذار است. از زمان شروع مذاکرات برجام تا قبل از خروج آمریکا از برجام (از ۱۳۹۲/۳ تا ۱۳۹۶/۳)، میانگین رشد فصلی نرخ ارز برابر ۱/۵٪ می‌باشد که تقریباً به اندازه میانگین رشد فصلی نرخ ارز در دوران وفور درآمد نفتی (۱/۹٪) است. با توجه به وضعیت نامطلوب ذخایر ارزی در دوره درآمد نفتی کم در مقایسه

با واردات سالانه آن دوران^۱، بانک مرکزی در بیشتر مواقع بهبود وضعیت ذخایر ارزی خود را بر کنترل وضعیت نرخ ارز در بازار آزاد ترجیح داده است.

حداکثر طول بحران‌های ارزی در دوره پژوهش، چهار فصل می‌باشد که مربوط به ۱۳۹۸/۴ تا ۱۳۹۹/۳ (دوران شیوع ویروس کرونا) است که با شوک منفی در تولید و مصرف جهانی همراه بوده است.

میانگین رشد فصلی نرخ ارز در دوره درآمد نفتی کم (۴/۹٪)، نزدیک به میانگین فصلی رشد نرخ ارز در طول دوره پژوهش (۵/۳٪) است. اگر بانک مرکزی با سیاست تعهدی به جای تمرکز بر ایجاد لنگر ارزی و نظام ارزی میخکوب خزنه، به نظام ارزی شناور مدیریت شده با میانگین فصلی رشد نرخ ارز ۵٪ تمرکز کند، می‌تواند از اثرات نامطلوب جهش‌های ارزی و کاهش شدید اعتبار بانک مرکزی در بین عاملان اقتصادی جلوگیری نماید. البته اجرای این سیاست باید در کنار سایر سیاست‌های پولی و مالی (نظیر بهبود عملکرد بانک‌ها با کنترل فعالیت آنان و شناورسازی سود بانکی، بالابردن شفافیت اقتصادی و به تبع آن کاهش فرار مالیاتی، کاهش کسری بودجه و ...) انجام شود. کاهش نوسانات نرخ ارز و پیش‌بینی‌پذیری آن در میان‌مدت به تخفیف محیط تورمی، افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی پایدارتر منجر خواهد شد.

نقش دولت در تشدید وضعیت ارزی کشور را نیز نباید نادیده گرفت. اثرات دولت بر بازار ارز از سیاست‌گذاری اقتصادی داخلی و خارجی بر بازار ارز اثرگذار است. در بخش سیاست‌گذاری داخلی، اصرار دولت(ها) در ایجاد بازارهای ارزی موازی و به رسمیت نشناختن بازار آزاد ارز در دوره کمبود ارز و تحریم، به عنوان راهکار در کوتاه‌مدت توانسته است از شدت بحران‌ها بکاهد، اما در میان‌مدت و بلندمدت از کارایی این بازارها به شدت کاسته شده است. زیرا جهش‌های ارزی فاصله نرخ ارز حقیقی از روند بلندمدت آن را کاهش می‌دهد و بحران ارزی جدیدی شکل می‌گیرد. در دوران تحریم در بعد تجارت خارجی، کاهش درآمد صادرات نفت (هم به لحاظ حجمی و هم به دلیل تخفیف قیمتی) در کنار عدم دسترسی نقدی به درآمد نفتی، باعث شده است که سمت عرضه ارز به شدت تحت تأثیر قرار گیرد و به جهش‌های ارزی منجر شود. همچنین محدود شدن شرکای تجاری هم در بخش صادرات و هم در بخش واردات از کارایی مبادله و کمینه کردن هزینه‌های مبادله کاسته است و ضمن کاهش سود عملیاتی شرکت‌ها به ناکارآمدی در تولید و مصرف منجر شده است.^۲ از این رو به نظر می‌رسد عوارض جانبی تحریم‌ها و مدیریت ناکارآمد منابع ارزی نه تنها به بحران در بازار ارز، بلکه بخش مصرف و تولید را نیز به شدت تحت تأثیر قرار داده است.

۱. به عنوان مثال در سال ۱۳۶۹ واردات کشور نزدیک به ۱۸ میلیارد دلار و ذخایر ارزی کشور نزدیک به ۰/۵

میلیارد دلار بوده است. (منبع: بانک مرکزی)

۲. میانگین فصلی تورم در دوره وفور درآمد نفتی ۳/۷ درصد و در دوره تحریم به ۵/۹ درصد است.

۷. توصیه‌های سیاستی

موارد زیر به‌عنوان توصیه‌های سیاستی پیشنهاد می‌شود:

۱. بانک مرکزی در ترازنامه خود حداقل در دوره تحریم، برای زیرگروه دارایی‌های خارجی، بخش مطالبات مشکوک‌الوصول را قرار دهد تا در گزارش‌های ترازنامه، ذیل گروه ذخایر ارزی، فقط میزان منابع ارزی در دسترس ذکر شود و دارایی‌هایی که بلوکه شده‌اند را شامل نشود؛

۲. بانک مرکزی به جای تثبیت نرخ ارز به تثبیت رشد نرخ ارز در میان‌مدت بپردازد تا با کاهش محیط تورمی و نوسانات ارزی، اعتبار خود را در بین عاملان اقتصادی بالا ببرد. رشد نرخ ارز نیز باید به نحوی انتخاب شود که با سایر متغیرهای اقتصاد کلان نظیر نرخ بهره مطابقت داشته باشد؛

۳. بهبود عملکرد بانک‌ها و ناترازی‌های بانکی با کنترل فعالیت آنان و شناورسازی سود بانکی توسط بانک مرکزی؛

۴. فاصله گرفتن از اقتصاد دستوری، بالابردن شفافیت اقتصادی و به تبع آن افزایش پایه مالیاتی و کاهش کسری بودجه؛

۵. در سیاست خارجی، تخفیف تحریم‌ها، باز شدن بیشتر اقتصاد، افزایش شرکای تجاری (با اولویت‌دهی به کشورهایی با نسبت بالای تولید ناخالص داخلی به تولید ناخالص جهانی) و پیگیری و ارتقای وضعیت کشور در سازمان‌های بین‌المللی بانکی و پولی مورد توجه قرار گیرد تا ضمن نقدشوندگی بیشتر درآمدهای ارزی نفتی، سمت عرضه ارز نیز بیشتر تقویت شود. همچنین انتظارات عاملان اقتصادی از وضعیت ارزی کشور بهبود یابد و از تقاضای ارز کاسته شود که در نهایت به بهبود وضعیت ارزی کشور می‌انجامد.

موارد ۲ تا ۵ در گزارش‌های بانک مرکزی روسیه، در مواجهه با بحران‌های ارزی سال‌های ۱۹۹۷ و ۲۰۱۴ روسیه، توسط دولت و بانک مرکزی روسیه اجرا شده است و به مهار بحران‌های ارزی و تخفیف انتظارات تورمی انجامیده است. عضویت در سازمان‌های تجاری بین‌المللی و توسعه همکاری با آن‌ها نظیر صندوق بین‌المللی پول و سازمان تجارت جهانی تا حدی بر اقتصاد روسیه تأثیرگذار بوده است که بانک مرکزی روسیه از آن به‌عنوان یکی از موارد اصلی کاهش خروج ارز از کشور یاد کرده است.^۱

موارد ۱ و ۳ نیازمند استقلال بیشتر بانک مرکزی نسبت به وضعیت فعلی است. بهتر است مورد ۴ پس از افزایش اعتبار بانک مرکزی و کاهش محیط تورمی و نوسانات ارزی، توسط دولت انجام شود. در غیر این صورت ممکن است افزایش پایه مالیاتی توسط عاملان اقتصادی به کسری بودجه زیاد دولت و درنهایت احتمال بروز بحران جدید در آینده نزدیک تعبیر شود و کنترل بازار ارز برای بانک مرکزی سخت‌تر شود.

۱. برای مطالعه بیشتر به گزارش‌های سالانه بانک مرکزی روسیه (۱۹۹۷ تا ۲۰۰۳ و ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۷) رجوع شود.

References

- Al-Assaf, G. (2017). An Early Warning System for Currency Crisis: A Comparative Study for the Case of Jordan and Egypt. *International Journal of Economics and Financial, Issues* 7(3), 43-50.
- Ari, A. (2012). Early Warning Systems for Currency Crises: The Turkish Case. *Economic Systems*, 36, 391-410.
- Ari, A. & Cergibozan, R. (2018). Currency Crises in Turkey: An Empirical Assessment. *Research in International Business and Finance*. <https://doi.org/1016/10/j.ribaf.04/2018.001>.
- Babecký, J. Havránek, T. Matějů, J. Rusnák, M. Šmídová, K. & Vašíček, B. (2018). Banking, Debt, and Currency Crises in Developed Countries: Stylized facts and Early Warning Indicators. *Journal of Financial Stability*, 15, 1-17.
- Bai, J. & Pierre P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bastanzad, H., & Davoudi, P. (2022). The Evaluation of Currency Crises in the Iranian Economy (Early Warning System Approach). *Iranian Journal of Trade Studies*, 26(103), 29-76. [In Persian] doi: 10.22034/ijts.2021.246928
- Barzegar Marvasti, M. (2017). *Leading Indicators of Currency Crises in Different Exchange Rate Regimes*. Faculty of Economics, Management and Business. University of Tabriz. [In Persian]
- Berg, A. & Pattillo, C. (1999). Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative. *Journal of International Money and Finance* 18, 561-586.
- Block, S. (2003). Political Conditions and Currency Crises in Emerging Markets. *Emerging Markets Review*, 2, 287-309.
- Boonman, T. M. (2019). Dating Currency Crises in Emerging Market Economies. *The North American Journal of Economics and Finance*, 49, 273-286.
- Castillo, F.A. (2006). *Predicting a Currency Crisis Alternative Approaches and Applications to the Philippines*. Master Thesis, Institutional Knowledge at Singapore Management University, Singapore Management University.
- Chiodo, A.J. & Owyang, M.T. (2002). A Case Study of a Currency Crisis: The Russian Default of 1998. *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, Issue Nov, 7-18.
- Ebrahimi, I. & Tavakolian, H. (2013). An Early Warning System of Currency Crisis in Iran: A TVTP Markov Switching Approach. The 22nd Annual Conference on Monetary and exchange Rate Policies Proceedings. Monetary and Banking Research Institute-Central Bank of Islamic Republic of Iran: 269-300. [In Persian]
- Ferdous, Lutfat Tilat, Khnd Md Mostafa Kamal, Amirul Ahsan, Nhung Hong Thuy Hoang, & Munshi Samaduzzaman (2022). An Early Warning System for Currency Crises in Emerging Countries. *Journal of Risk and Financial Management*. <https://doi.org/3390/10/jrfm15040167>
- Ghosh, S. & Ghosh, A. (2002). Structural Vulnerabilities and Currency Crises. *IMF Working Paper WP/09/02*, Washington D.C.

- Kaminsky, G.L. Lizondo, S. & Reinhart, C.M. (1998). The Leading Indicators of Currency Crises. *IMF Staff Papers*, 45(1), 1-48.
- Khosrosereshki, M., Najarzadeh, R. & Heydari, H. (2022). the Exchange Market Pressure and the Central Bank's Direct Intervention in such a Market in Selected Oil-exporting Countries. *Qjerp*, 30 (101), 121-165.
- Nasiri, N., Tayebi, K., Shajari, H. & Vaez Barezani, M. (2021). Modelling of Early Warning Indicators of Currency Crisis: Emphasizing the Evaluation of the Relationship Between Currency Crisis and Capital Control Index. *Qjerp*, 28(96), 91-120. [In Persian]
- Nasrollahi, M., Yavari, K., Najarzadeh, R. & Mehregan, N. (2017). The design of an early warning system of currency crisis in Iran: A logistic regression approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 52(1), 187-214. [In Persian] doi: 10.22059/jte.2017.59617
- Nasrollahi, M., Yavari, K., Najarzadeh, R. & Mehregan, N. (2021). Early Warning System for Currency Crises in Iran: The Markov-Switching Approach. *The Journal of Economic Policy*, 12(24), 107-138. [In Persian] doi: 10.22034/epj.2021.10427.1831
- Salmani, B., Asgharpour, H. & Kalami, M. (2019). Designing an Early Warning System for the Currency Crises in Iran Logit and Markov Switching Approaches. *new economy and trade*, 14(3), 97-124. [In Persian]
- Weymark, D. (1995). Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada. *Journal of International Economics*, Vol. 39, 273-295.
- Central Bank of Russia Annual Reports (1997-2003).
- Central Bank of Russia Annual Reports (2014-2017).
- Data Sources:
- www.CBI.ir
- www.fred.stlouisfed.org

Early Warning Model and Currency Crisis in the Iranian Economy A Probit Approach

Mohammad Javad Khosrosereshki¹
Yavar Dashtbany²

Received: 2023/11/24

Accepted: 2023/12/17

Aim and Introduction

In managed floating exchange rate systems, one of the important issues facing monetary policymakers is defining the exchange rate corridor and committing to it. In developing countries (with a low flow of foreign capital and limited access to international financial markets), it is difficult to follow committed policies. Iran is not only an oil-exporting country but also has limited access to export earnings due to sanctions. The central bank is heavily dependent on the government policies. Consequently, these causes have led to 5 currency crises since 1991. Therefore, having an early warning system for Iran's exchange market is essential for monetary policymakers. One of the prominent aspects of this study is the definition of crisis index, which considers not only the direct intervention of the central bank in the exchange market but also both the exchange rate growth and the central bank's foreign reserve growth rate. Finally, using the Probit approach, an early warning system with a low noise-to-signal ratio is proposed.

Methodology

Quarterly data from 1990 to 2023 for Iran and the United States were used in the model. Domestic data represent the real and monetary sectors of Iran's economy, and U.S. data represent the world economy.

First, using Bai-Perron (1997) and oil revenue as a state variable of the economy, the duration was divided into three periods: low oil revenue, high oil revenue, and sanctions. The random walk equation was estimated.

$$logoil_t = a + b \text{ logoil}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Second, for each period, according to Weymark's (1995) model, the exchange market pressure (EMP) and direct intervention indices were calculated. Then the average and standard deviation of both the exchange rate growth and the central bank's foreign reserve growth rate were calculated.

Third, the situation in each quarter is determined as shown in Tables 1 and 2:

-
1. Ph.D. in Economics, Faculty of Management and Economics, University of Tarbiat Modares, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: mjksereshki@gmail.com
 2. Ph.D. in Economics, Faculty of Economics, Islamic Azad University Science and Research Branch, Tehran, Iran. E-mail: Yavar_dashtbany@yahoo.com

Table 1: The situation in each quarter in leaning with the wall intervention type

Type of intervention: leaning with the wall	$\dot{r}_t < \bar{r} - \sigma_r$	$\dot{r}_t \geq \bar{r} - \sigma_r$
$\dot{e}_t \geq \bar{e} + \sigma_e$	Mega-Crisis type (1)	Crisis type (1)
$\dot{e}_t < \bar{e} + \sigma_e$	Ordinary	Favorable

Table 2. The situation in each quarter in leaning against the wall intervention type

Type of intervention: leaning against the wall	$\dot{r}_t < \bar{r} - \sigma_r$	$\dot{r}_t \geq \bar{r} - \sigma_r$
$\dot{e}_t \geq \bar{e} + \sigma_e$	Mega-Crisis type (2)	Ordinary
$\dot{e}_t < \bar{e} + \sigma_e$	Crisis type (2)	Favorable

$\dot{e}_t$ is the exchange rate growth, and $\dot{r}_t$ is the central bank's foreign reserve growth. $\bar{e}$ and σ_e are the average and standard deviation of the exchange rate growth, respectively. $\bar{r}$ and σ_r are the average and standard deviation of the central bank's foreign reserve growth, respectively. Ordinary and favorable situations are considered the same. But, the other situations are different.

Fifth, equation 2 was proposed as an early warning system.

$$CRI_t = \alpha + \beta_1 CRI_{t-3} + \beta_2 SCN_t + \beta_3 COV_t + \beta_4 FRG_{t-1} + \beta_5 ERG_{t-2} + \beta_6 ERGEN_{t-2} + \beta_7 BFRLiG_{t-2} + \beta_8 GBDLiG_{t-2} + \beta_9 GDBLiG_{t-2} + \beta_{10} LiqG_{t-2} + \beta_{11} GDPG_{t-2} + \beta_{12} OilGDP_{t-2} + \beta_{13} OilG_{t-2} + \beta_{14} USAGDPG_{t-2} + \beta_{15} USAInf_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2)$$

All variables are I(0). CRI_t is the quarterly situation. SCN_t and COV_t are the dummy variables for sanctions and COVID-19 respectively. The 2 lag variables are:

FRG is the central bank's foreign reserve growth. ERG is the exchange rate growth. ERGEN is the deviation of exchange rate growth from its long-term trend. BFRLiG is the ratio of the central bank's foreign reserve to liquidity. GBDLiG is the growth of the ratio of the government budget deficit to liquidity. GDBLiG is the growth of the ratio of the government debt to the central bank to liquidity. LiqG is the liquidity growth. GDPG is the growth of GDP. OilGDP is the ratio of oil revenue to GDP. OilG is the Brent crude oil growth. USAGDPG is the growth of the USA's GDP. USAInf is the USA's CPI.

Sixth, the forecasted variable is compared with the actual. Then, the NSR was calculated. NSR is between [0,1]. The less NSR, the better fitted the forecasted variable.

Findings

There were no crisis type 1 and also mega-crises type 1 and 2. Therefore, the situation in each quarter is either crisis type 2 or ordinary. The crises are 1994q1, 1995q2, 2012q1, 2012q4, 2018q3 and q4, 2020q1 to q4, and 2023q1.

The Probit model is:

$$CRI_t = -48.154 - 4.717 * CRI_{t-3} + 1.718 * SCN_t + 11.496 * COV_t + 2.859 * FRG_{t-2} + 302.002 * ERG_{t-2} - 308.849 * ERGEN_{t-2} - 40.659 * BFR Liq_{t-2} - 36.540 * GBD Liq G_{t-2} + 40.174 * GDB Liq G_{t-2} + 99.098 * Liq G_{t-2} - 14.066 * GDP G_{t-2} + 98.677 * Oil GDP_{t-2} - 0.482 * Oil G_{t-2} - 4.932 * USAGDP G_{t-2} + 9.820 * USA Inf_{t-2} + \varepsilon_t$$

The above equation can predict all crises. The NSR is 0.143 which means that the model can good predict the crises.

Discussion and Conclusion

In this article, in addition to examining the exchange rate seasonal growth and the central bank's foreign reserves' seasonal growth, the central bank's performance in the face of currency crises has been determined. Then, a model to predict currency crises with the Probit approach is also provided. The results show that the central bank and other economic agents do not consider the same seasons as critical. The economic agents expected a crisis in any season in which the sanction is approved, regardless of the time of its implementation. In most of the currency crises, the central bank has aggravated the currency crisis by buying foreign currency to increase its foreign exchange reserves. The crisis period has not exceeded two seasons in all cases except the Corona period. Among the internal variables of the model, the variables of liquidity growth, exchange rate growth, foreign exchange reserve growth, oil income to GDP ratio, and sanctions are effective factors in predicting a currency crisis. GDP growth, the Brent crude oil growth, and the difference in exchange rate growth from the long-term trend are also more effective variables in reducing the possibility of currency crises. The proposed early warning currency crisis system could predict all currency crises. Finally, as a policy recommendation, it is suggested that instead of stabilizing the exchange rate level, the central bank should stabilize the exchange rate growth in the mid-term to increase its credibility among economic agents by reducing the inflationary environment and currency fluctuations.

Keywords: Currency Crises, Early Warning System, Probit Model

JEL Classification: G01, F31, C53, C25

تحلیل رابطه پیشرفت اجتماعی و رشد اقتصادی مبتنی بر الگوی معادلات هم‌زمان داده‌های تابلویی

سید احسان حسینی دوست^۱اکبر خدابخشی^۲سعیده احمدی^۳

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۷/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۵

چکیده

در این مقاله به منظور بررسی اثرات متقابل شاخص پیشرفت اجتماعی و رشد اقتصادی از آمارهای مربوط به پیشرفت اجتماعی و تولید ناخالص داخلی سرانه در ۲۷ کشور عضو گروه سازمان همکاری اسلامی که به ترتیب برگرفته از شاخص پیشرفت اجتماعی و بانک جهانی در سال‌های ۲۰۱۲ تا ۲۰۲۱ می‌باشد استفاده شده و جهت بررسی ارتباط بین آن‌ها از رویکرد سیستم معادلات هم‌زمان در قالب روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) استفاده شده است.

نتایج برآورد داده‌ها در سال‌های مورد بررسی نشان داد که در الگوی تولید ناخالص داخلی، شاخص پیشرفت اجتماعی، آزادی اقتصادی و مخارج مصرفی دولت تأثیر افزایشی و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای مورد مطالعه دارد. در الگوی مربوط به شاخص پیشرفت اجتماعی نیز، شاخص جهانی نوآوری، شاخص آموزش و تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص پیشرفت اجتماعی دارد. نتایج به دست آمده از هر دو الگو نشان از وجود رابطه مثبت و معنادار بین شاخص پیشرفت اجتماعی و تولید ناخالص داخلی سرانه دارد که تأییدکننده وجود رابطه مکملی بین این دو متغیر می‌باشد.

واژگان کلیدی: شاخص پیشرفت اجتماعی، تولید ناخالص داخلی سرانه، درون‌زایی، سیستم معادلات هم‌زمان، روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS)
طبقه‌بندی GEL: A13, B22, B55, C01, C26, E00

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (نویسنده مسئول)
hosseindoust@basu.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
akbarkh2006@basu.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
sa.ahmadi1366@gmail.com

۱. مقدمه

در دنیای امروز که شکاف بین کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه کاملاً قابل درک است، جنبش عظیمی در بین کشورهای جهان برای از بین بردن این شکاف به وجود آمده است (کریمی و همکاران، ۲۰۱۷). سرانه تولید ناخالص داخلی ایران در سال ۲۰۲۱ نزدیک به ۵۳۴۵ دلار بوده که این رقم ایران را در جایگاه ۹۶ از بین ۱۸۴ کشور قرار می دهد و کشورهای موناکو، لوکزامبورگ و برمودا دارای بالاترین سرانه تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۲۱ محسوب می شوند. در بین کشورهای مورد مطالعه در این پژوهش نیز بیشترین سرانه تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۲۱ متعلق به کشور قطر و کمترین سرانه تولید ناخالص داخلی مربوط به کشور نیجر می باشد. دستیابی به تولید ناخالص داخلی بالا نیازمند پاسخ به این سوال است که چه عواملی تولید ناخالص داخلی را تعیین می کنند. طیف گسترده ای از مطالعات نظری و تجربی به تنوع بسیار زیاد تعیین کننده های این فرآیند اشاره می کنند، از جمله: سرمایه گذاری، انباشت سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، نوآوری، جغرافیا، نهادهای سیاسی و حقوقی، شرایط اقتصاد کلان و ... همگی به عنوان عوامل اثرگذار در بهبود عملکرد اقتصادی در نظر گرفته می شوند (آساندولویی و همکاران، ۲۰۱۶).

پیشرفت اجتماعی از جمله عوامل مهم و اثرگذار بر تولید ناخالص داخلی محسوب می شود. شاخص پیشرفت اجتماعی، مقیاسی برای اندازه گیری رفاه اجتماعی است که بدون رجوع به تولید ناخالص داخلی، راهی کاملاً جدید برای نگرستن به رفاه در بین کشورهای جهان است. شاخص پیشرفت اجتماعی بر پایه سه بعد نیازهای اساسی انسان، زیرساخت های رفاه و فرصت بنا شده است. این ابعاد، در قالب شاخص پیشرفت اجتماعی، قابل بررسی است و براساس این شاخص، می توان وضعیت کلی کشورها را مورد ارزیابی قرار داد (طزری و همکاران، ۱۳۹۴). بعد اول، در چهار مؤلفه (تغذیه و مراقبت بهداشتی، هوا، دسترسی به آب و سیستم فاضلاب، پناهگاه، امنیت فردی)، میزان برآورده شدن ضروری ترین شرایط برای زندگی را اندازه می گیرند. بعد زیرساخت های رفاه شامل چهار مؤلفه است که تعیین می کند آیا شهروندان به آموزش ابتدایی دسترسی دارند، می توانند به اطلاعات در داخل و خارج کشور دسترسی داشته باشند و آیا شرایطی دارند که متضمن زندگی سالم باشد. این حوزه همچنین حفاظت از محیط زیست را نیز در نظر می گیرد. بعد سوم فرصت نیز به چهار مؤلفه تقسیم می شود (حقوق فردی، دسترسی به آموزش پیشرفته، آزادی فردی و حق انتخاب، تحمل و مدارا) که حقوق و آزادی های شهروندان و توانایی آن ها را براساس تصمیمات آن ها دربرمی گیرد. این بعد همچنین دسترسی به اشکال پیشرفته آموزش را نیز ارزیابی می کند که توانایی افراد در یک جامعه را برجسته می کند (آساندولویی و همکاران، ۲۰۱۶). براساس این شاخص، سه کشور برتر جهان در سال ۲۰۲۱ از لحاظ پیشرفت اجتماعی و عملکرد اجتماعی عینی، نروژ با امتیاز ۹۲/۶۳، فنلاند با امتیاز ۹۲/۲۶ و دانمارک با امتیاز ۹۲/۱۵ هستند در این رتبه بندی ایران با امتیاز ۶۵/۷۲ در جایگاه ۹۸ از میان ۱۶۸ کشور قرار دارد. در بین کشورهای مورد مطالعه مالزی با امتیاز ۷۵/۲۲ و رتبه ۵۱

بالاترین شاخص پیشرفت اجتماعی و کشور نیجر با امتیاز ۴۲/۰۲ و رتبه ۱۶۲ پایین‌ترین میزان شاخص پیشرفت اجتماعی را داراست.

از طرفی با توجه به اینکه برای افزایش سطح زندگی افراد باید شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی بهبود یابند و این مهم جز در سایه رشد اقتصادی کشورها میسر نیست، لذا به‌نظر می‌رسد رشد اقتصادی می‌تواند به‌عنوان مؤلفه مهمی که سبب بهبود شاخص‌های اجتماعی می‌گردد، اثر آن بر روی شاخص پیشرفت اجتماعی در نظر گرفته شود.

از آنجا که کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی کشورهایی در حال توسعه‌اند، که با وجود مشکلاتی از قبیل کمبود مهارت‌های انسانی، ناکارایی در تولید، عدم برخورداری از تحولات تکنولوژیکی و غیره و همچنین فقدان تخصص‌های مورد نیاز جهت تولید و صدور کالاهای رقابتی، تاکنون نتوانسته‌اند در رشد و توسعه اقتصادی پیشرفت چشمگیری داشته باشند. لذا به‌نظر می‌رسد در این کشورها توسعه می‌تواند با پیشرفت اجتماعی از طریق توجه به بحث آموزش و نیازهای اساسی نیروی انسانی به منظور تشکیل و توسعه سرمایه انسانی تحقق یابد. سرمایه‌گذاری بیشتر بر نیروی انسانی موجب افزایش سطح بهره‌وری عوامل تولید و تحولات تکنولوژیک شده و از این طریق قادر است زمینه لازم برای توسعه تجارت بین الملل و رسیدن به رشد اقتصادی بالاتر را فراهم آورد. براین اساس در این مطالعه به بررسی رابطه متقابل بین این شاخص و تولید ناخالص داخلی سرانه برای منتخبی از کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۲۱ پرداخته می‌شود.

پژوهش حاضر در هفت بخش سازمان‌دهی شده است. در ادامه و در بخش دوم و سوم پیشینه پژوهش و ادبیات موضوع به لحاظ مبانی نظری مرور می‌شود. در بخش چهارم، روش‌شناسی پژوهش ارائه خواهد شد. بخش پنجم از این مقاله به معرفی مدل و متغیرها اختصاص می‌یابد. در بخش ششم به بیان یافته‌های تحقیق پرداخته خواهد شد و در بخش پایانی به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص می‌یابد.

۲. پیشینه پژوهش

در حوزه پیشرفت اجتماعی و تولید ناخالص داخلی چندان به موارد مشابهی برخوردیم. محققان در دیلویت^۱ گزارشی را انجام دادند که به تجزیه و تحلیل رابطه بین تولید ناخالص داخلی و پیشرفت اجتماعی می‌پرداخت. آن‌ها نتیجه گرفتند که بین این دو متغیر همبستگی معناداری وجود دارد (سازمان غیر انتفاعی پیشرفت اجتماعی، ۲۰۱۳).

علاوه بر این مطالعاتی در خصوص ارتباط سرمایه اجتماعی و توسعه اقتصادی صورت گرفته است که می‌توان به مطالعات گروتاثرت و همکاران^۲ (۲۰۰۲)، فوکویاما^۳ (۲۰۰۲)، مارسل فافچامپس^۴

1. Deloitte

2. Grootaert c. et al. (2002)

3. fukuyama (2002)

4. Fafchamps (2005, 2006)

(۲۰۰۶؛ ۲۰۰۵) برای کشورهای غنا، کنیا و زیمبابوه، پاتنام^۱ (۱۹۹۳) برای کشورهای آمریکا و ایتالیا، رز^۲ (۱۹۹۸) برای کشور روسیه، مؤیدفر و همکاران (۱۳۸۷)، نظریور و منتظری مقدم (۱۳۸۹) و قاسمی و همکاران (۱۳۹۰) اشاره کرد.

در این بخش به صورت خلاصه به بررسی و تحلیل گروهی از این مطالعات پرداخته می شود. صلاح دجایف و اوتا جونف^۳ (۲۰۲۱) رابطه بین هزینه های تحقیق و توسعه و پیشرفت اجتماعی را بررسی کردند. آن ها با استفاده از داده های ۱۳۱ کشور نشان دادند که نوآوری رابطه مثبت و معناداری با شاخص پیشرفت اجتماعی دارد. به این صورت که پس از کنترل سایر عوامل، افزایش ۱ درصدی در هزینه تحقیق و توسعه با افزایش ۱/۱۳ درصدی در پیشرفت اجتماعی همراه است. علاوه بر این، آن ها تأثیر سرمایه انسانی و کیفیت نهادها را بر پیشرفت اجتماعی تأیید کردند.

کاروالو و همکارانش^۴ (۲۰۲۰) اثر پیشرفت اجتماعی را بر توسعه رقابت پذیری برای ۱۲۱ کشور بررسی کردند. نتایج حاصل از پژوهش آن ها نشان داد عوامل اقتصادی که توسط شاخص رقابت پذیری کشورها نشان داده می شود با جنبه های رفاه اجتماعی که با شاخص پیشرفت اجتماعی اندازه گیری می شود، مرتبط است. آن ها در این مطالعه نشان دادند، نوآوری عاملی است که کمترین ارتباط را با پیشرفت اجتماعی دارد و وقتی به صورت مجزا مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد، ارتباط ناچیزی با یکی از ابعاد پیشرفت اجتماعی یعنی نیازهای اساسی انسان دارد.

محمده (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر شاخص های اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی بر توسعه کشور سودان پرداخت. در این پژوهش شاخص های اقتصادی با تولید ناخالص داخلی (GDP)، سرمایه گذاری و بیکاری نشان داده شد. نتایج نشان داد که شاخص های عملکرد اجتماعی و زیست محیطی باعث رشد اقتصادی می شود.

آلونسو مارتینز^۵ (۲۰۱۸) پیشرفت اجتماعی و همکاری ثبت اختراعات بین المللی را در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی بررسی کرد و از داده های ترکیبی سال های ۲۰۰۹-۲۰۱۶ استفاده شد. نتایج پژوهش وی نشان داد که اختراعات انجام شده در خارج از کشور، بیش از نیازهای اساسی انسان، تأثیر مثبتی بر جنبه های پیشرفت اجتماعی مربوط به حقوق شخصی، آزادی و انتخاب، تحمل و پیشرفت تحصیلی دارد.

ندیم و همکارانش^۶ (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر پیشرفت اجتماعی بر توسعه اقتصادی در ۱۱۹ کشور با در نظر گرفتن ادراک فردی آن ها از فساد پرداختند. نتایج نشان دهنده وجود رابطه مثبت بین شاخص

-
1. Putnam (1993)
 2. Rose (1998)
 3. Salahodjaev & Otajonov (2021)
 4. Carvalho et al. (2020)
 5. Mohamed (2020)
 6. Alonso Martinez (2018)
 7. Nadeem et al. (2018)

پیشرفت اجتماعی و تولید ناخالص داخلی سرانه بود، به این معنی که کشورهایی که نیازهای اساسی انسان، پایه‌های رفاه و تقویت فرصت‌ها را برآورده می‌کنند، توسعه اقتصادی را افزایش داده‌اند.

متقی (۲۰۱۷) اثر نقش توسعه اجتماعی بر رشد اقتصادی در کشورهای ایران و ترکیه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی را مورد آزمون قرار داد. این پژوهشگر دریافت که یک واحد افزایش در شاخص‌های توسعه اجتماعی مورد استفاده در تحقیق حدود ۳/۵ واحد رشد اقتصادی این دو کشور را بهبود می‌بخشد که این عامل به خوبی نشان‌دهنده تأثیرپذیری بالای رشد اقتصادی از توسعه اجتماعی در کنار فاکتورهای اقتصادی است.

رضایی روشن و همکارانش (۱۳۹۸) تأثیر پیشرفت اجتماعی و آزادی اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی را با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. نتایج برآورد داده‌های تابلویی در سال‌های مورد بررسی نشان داد که شاخص پیشرفت اجتماعی تأثیر افزایشی و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای با درآمد پایین، کشورهای با درآمد پایین‌تر از حد متوسط، کشورهای با درآمد بالاتر از حد متوسط و کشورهای با درآمد بالا دارد.

چراغی و همکارانش (۱۳۹۸) عوامل عدم تحقق رشد اقتصادی پایدار از منظر سرمایه اجتماعی در اقتصاد ایران را بررسی کردند. برای این منظور اثر پنج متغیر سرمایه اجتماعی، بر شش متغیر کلیدی اقتصادی حساس به اعتماد، با استفاده از روش داده‌های پانلی تخمین زده شد. یافته‌های تحقیق نشان داد کاهش سرمایه اجتماعی، با قدرت توضیح‌دهندگی بالا بر عملکرد اقتصادی اثر معنادار داشته و هر شش متغیر اقتصادی، حداقل تحت تأثیر یکی از آسیب‌های فوق کاهش یافته است و دو متغیر بهره‌وری نیروی کار و کارآفرینی که عوامل مهم پایداری رشد اقتصادی هستند بیشترین اثر منفی را متحمل شده‌اند.

همان‌گونه که اشاره گردید، بیشتر مطالعات داخلی و خارجی به بررسی ارتباط متغیر سرمایه اجتماعی (به جای شاخص پیشرفت اجتماعی) و رشد اقتصادی پرداخته‌اند و بخشی از این مطالعات نیز به بررسی ارتباط هزینه‌های تحقیق و توسعه، رقابت‌پذیری و ثبت اختراعات بین‌المللی با پیشرفت اجتماعی پرداخته‌اند و همچنین تنها تعداد معدودی از پژوهش‌های انجام گرفته اثر شاخص پیشرفت اجتماعی بر رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند. بنابراین با توجه به مطالعات صورت گرفته می‌توان دریافت تاکنون پژوهش‌های جامع در خصوص اثر متقابل پیشرفت اجتماعی و رشد اقتصادی در قالب سیستم معادلات هم‌زمان با تمرکز بر عوامل تعیین‌کننده آن صورت نگرفته و مطالعه‌ای در جهت آن مسبوق به سابقه نیست. لذا وجه تمایز این پژوهش نسبت به تحقیقات صورت گرفته توجه هم‌زمان به تعیین‌کننده‌های پیشرفت اجتماعی و رشد اقتصادی در قالب معادلات هم‌زمان می‌باشد تا در راستای گسترش هم‌زمان رشد اقتصادی و پیشرفت اجتماعی گامی برداشته شود.

۳. مبانی نظری

تا چند دهه اخیر، دانشمندان اقتصادی رشد و توسعه اقتصادی یک کشور را مرهون منابع طبیعی می‌دانستند. پس از آن، طی نیم قرن اخیر و با ظهور نئوکلاسیک‌ها، تشکیل سرمایه انسانی نیز مورد

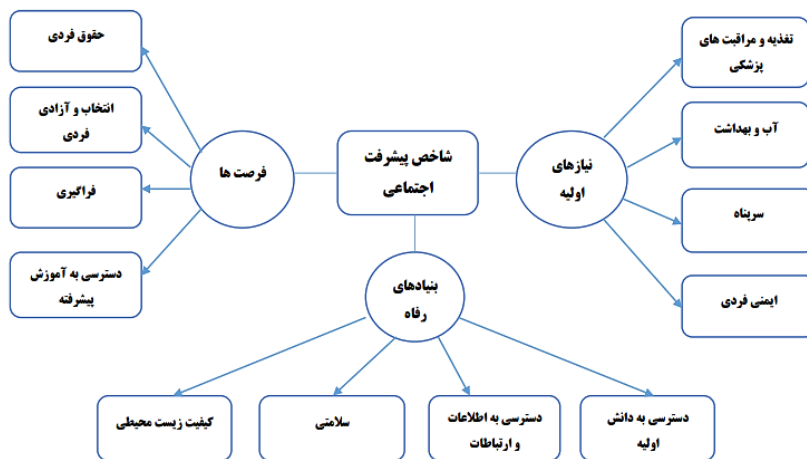
توجه قرار گرفت، اما کمتر به تعاملات اجتماعی و نقش ارزش‌ها و فرهنگ و به‌طور کلی، نهادهای رسمی و غیررسمی در اقتصاد توجه شد. با به وجود آمدن مکتب «نهادگرایان جدید» به نقش نهادها و به‌خصوص پیشرفت اجتماعی در رشد و توسعه اقتصادی توجه بیشتر شد. اگر روابط متقابل اجتماعی که فرهنگ، آداب و رسوم، هنجارها، نهادها، شبکه‌های اجتماعی و ... در چگونگی آن نقش دارند، در جهت مثبت رشد و تکامل یافته باشند، می‌تواند در تعاملات و مبادلات اقتصادی باعث کاهش هزینه‌های مبادلاتی و تأثیر آن بر سایر انواع سرمایه شود و در نهایت بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد (صفدری و همکاران، ۱۳۸۷).

۳-۱. پیشرفت اجتماعی

شاخص پیشرفت اجتماعی در تلاش است پیشرفت اجتماعی را مستقیماً و بدون در نظر گرفتن متغیرهای اقتصادی اندازه‌گیری کند. از نظر این شاخص، با در نظر نگرفتن سنج‌های اقتصادی می‌توان به‌صورت نظام‌مند و دقیق رابطه بین توسعه اقتصادی (از طریق شاخص‌هایی مانند تولید ناخالص داخلی سرانه) و توسعه اجتماعی را تحلیل کرد. این در حالی است که تلاش‌هایی که پیش از این انجام شده زیرشاخص‌های اقتصادی و اجتماعی را با هم ترکیب کرده‌اند و همین باعث شده تفکیک علت و معلولی رابطه توسعه اقتصادی و اجتماعی در زیرشاخص‌های مختلف مشکل باشد. این شاخص، پیشرفت اجتماعی را این‌گونه تعریف می‌کند: «ظرفیت جامعه برای رفع نیازهای اولیه شهروندان، و همین‌طور ایجاد شرایطی که پایداری زندگی شهروندان و اجتماعات تضمین شود و همه افراد به ظرفیت‌ها و پتانسیل‌هایشان تحقق کامل ببخشند».

شاخص پیشرفت اجتماعی تلاش دارد به جای تأکید بر مقیاس‌های سنتی پیشرفت مانند درآمد و سرمایه‌گذاری؛ با اندازه‌گیری زیرشاخص‌های متنوع در حوزه‌های اجتماعی و زیست محیطی تصویر روشن و واقعی از زندگی همه افراد یک جامعه ارائه کند. این شاخص میزان شادی و رضایت را اندازه‌گیری نمی‌کند، بلکه به جای آن بر ابعاد واقعی زندگی از سرپناه و تغذیه گرفته تا حق آموزش تأکید می‌کند. رویکرد این شاخص خروجی محور است، یعنی بر خروجی‌های سیاست‌ها و سرمایه‌گذاری‌های توسعه تأکید دارد و نه خود این سیاست‌ها. این تأکید از این جهت است که بتوان از طریق یافته‌های شاخص، عملکرد دولت‌ها در سرمایه‌گذاری و سیاست‌گذاری را ارزیابی کرد و تغییرات جامعه در طول زمان را نشان داد.

این شاخص دارای سه دامنه است که این دامنه‌ها دربرگیرنده ۱۲ زیرشاخص هستند و در نهایت زیرشاخص‌ها ۵۱ نماگر را در خود جای داده‌اند. در حالی که نمره مربوط به دامنه‌ها و زیرشاخص‌ها برای هر کشور ما را در تحلیل مقایسه‌ای کشورها یاری می‌کنند تنوع نماگرها امکان تحلیل ریز ریشه‌های پیشرفت اجتماعی در هر کشور را نشان می‌دهند. در نمودار زیر اجزای این شاخص ارائه شده‌اند (شعبانی فارانی و درخشان، ۱۳۹۹).



شکل ۱: اجزای شاخص پیشرفت اجتماعی

(منبع: کتاب توسعه، گزارش مقدماتی؛ ۱۳۹۹، مرور تلفیقی بر جایگاه ایران در شاخص‌های جهانی توسعه)

۳-۲. تأثیر پیشرفت اجتماعی بر رشد اقتصادی

پیشرفت اجتماعی در تعاملات و روابط بین انسان‌ها نهفته است و همین تعاملات و روابط در یک جامعه هستند که نشان از سیاست، فرهنگ، اقتصاد و ... در آن جامعه دارند. بنابراین، هرچه این روابط آمیخته با سجایای اخلاقی، ارزش‌ها و هنجارهای پسندیده در سطوح مختلف جامعه باشد، آن جامعه در هر بخشی کارتر و مؤثرتر عمل خواهد کرد و زودتر به توسعه خواهد رسید. به‌عنوان مثال، در مورد اقتصاد بیان می‌شود که علت تفاوت در رشد و توسعه اقتصادی جوامعی که از هر نظر یکسان هستند، اختلاف میزان سرمایه‌های اجتماعی در آن جوامع می‌باشد. این حالت، بیشتر کشورهای درحال توسعه را شامل می‌شود. ایران نیز که یک کشور درحال توسعه است، با وجود منابع طبیعی سرشار و تدوین برنامه‌های توسعه ۵ ساله قبل و بعد از انقلاب و سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی، هنوز آنچنان که باید، پیشرفت نکرده است (صفدری و همکاران، ۱۳۸۷).

در مطالعه حاضر به منظور بررسی رابطه میان شاخص پیشرفت اجتماعی با تولید ناخالص داخلی از الگوی سرمایه انسانی رشد درون‌زا که توسط سولو^۱ لوکاس^۲ و بارو^۳ توسعه یافته است، استفاده شده است.

الگوی سولو: در این الگو پیشرفت فنی متغیری برون‌زا در نظر گرفته می‌شود و تابع تولید نیز به‌صورت کاب داگلاس فرض می‌شود، چرا که این فرض الگو را قابل ردیابی و تحلیل را کمی ساده‌تر می‌کند. یک مزیت دیگر فرض کاب - داگلاس این است که به‌نظر می‌رسد تقریب دقیق‌تری از تابع تولید واقعی است. نکته مورد توجه دیگر در این الگو این است که بین سرمایه انسانی و دانش ذهنی

1. Solow
2. Lucas
3. Barro

تفاوت وجود دارد. اگر چه کسب سرمایه انسانی به وسیله کارگران شامل فراگیری است، تمایزی مفهومی بین سرمایه انسانی و دانش ذهنی وجود دارد. سرمایه انسانی شامل توانایی و مهارت کسب شده و دانش هر فرد کارگر است. بدین ترتیب، مانند کالاهای اقتصادی، استفاده از آن موجب استفاده نکردن دیگران می‌شود. این الگو پیوسته و تولید در زمان t عبارت است از:

$$Y(t) = K(t)^{\alpha} [A(t)H(t)]^{1-\alpha} \quad (۱)$$

Y ، K و A همانند الگوی سولو هستند، بدین ترتیب که Y تولید، K سرمایه و A نیروی کار مؤثر است. H کل مقدار خدمات مولد ارائه شده به وسیله کارگران است؛ یعنی درواقع، سهم کارگران با سطوح مهارت متفاوت را در تولید نشان می‌دهد. بنابراین، شامل سهم کارگر ساده (با مهارت‌هایی که با آن متولد شده است و سرمایه انسانی مهارت‌های کسب شده) است. یک درصد برون‌زا از تولید پس‌انداز و سرمایه با نرخ برون‌زای σ مستهلک می‌شود. بنابراین:

$$K^0(t) = sY(t) - \sigma K(t) \quad (۲)$$

پیشرفت فنی هم با نرخ برون‌زای g صورت می‌گیرد:

$$A(t) = gA(t) \quad (۳)$$

در این الگو با توجه به فرضیات چگونگی تعیین H مشخص و همانند نحوه برخورد با سرمایه فیزیکی، تخصیص منابع به انباشت سرمایه انسانی برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. در این الگو فرض می‌شود که مقدار سرمایه انسانی هر کارگر فقط به سال‌های تحصیل وی بستگی دارد؛ به عبارت دیگر، فقط نهاده در تابع تولید سرمایه انسانی، زمان دانش‌آموزی یا دانشجویی فرض می‌شود.

$$H(t) = L(t)G(E) \quad (۴)$$

که در آن L تعداد کارگران و G سرمایه انسانی سرانه به‌عنوان تابعی از سال‌های تحصیل هر کارگر است و نرخ رشد جمعیت کارگران نیز به‌صورت برون‌زا تعیین می‌شود ($R.M$) سولو، ۱۹۵۶؛ (آقایی و همکاران، ۲۰۱۳).

الگوی لوکاس: لوکاس (۱۹۸۸) تلاش کرد با لحاظ سرمایه انسانی به جای نیروی کار در مدل رشد سولو، تفاوت‌های مشاهده شده بین کشورها بر حسب نرخ رشد را با این عامل توضیح دهد. او بیان کرد که هدف او ارائه یک موتور متحرک جایگزین و یا مکمل «پیشرفت فنی» در مدل سولو است که برای این منظور او به معرفی سرمایه انسانی در مدل سولو اقدام کرد. شیوه کار او تا حد زیادی براساس روش سولو است. در این مدل دو تابع تولید معرفی می‌شود که تابع تولید کالای مورد اشاره او به‌صورت زیر است:

$$Y = AK^{\alpha}(uL)^{1-\alpha} \quad (۵)$$

که در آن Y تولید کالا، A تکنولوژی، K موجودی سرمایه، L نیروی کار، u مدت زمان اختصاص یافته توسط هر فرد به امر تولید و h مهارت متوسط افراد است. همچنان که مشاهده می‌شود، در این حالت، تولید کالا تابعی از سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و تکنولوژی است. چگونگی افزایش در سرمایه انسانی هم با استفاده از تابع تولید زیر بیان می‌شود:

$$h = \phi h(1 - u) \quad (۶)$$

$$\frac{h}{h} = \phi(1 - u) \quad (۷)$$

که در آن، $(1-u)$ مدت زمانی است که فرد کار نکرده و به کسب مهارت می‌پردازد (لوکاس، ۱۹۸۸).

نکته مهم در این الگو، تأثیری است که تغییر در ساعات آموزش فرد می‌تواند روی تولید سرانه داشته باشد. افزایش ساعات آموزش (به منظور کسب مهارت) از یک طرف، باعث افزایش مهارت‌های فرد شده و تولید سرانه را افزایش می‌دهد و از سوی دیگر، باعث کاهش زمان اختصاص یافته به تولید کالا شده و تولید سرانه را کم می‌کند و اثر نهایی آن روی تولید سرانه مبهم است. همچنین، از دیگر ویژگی الگوی لوکاس این است که دلالت‌هایی را برای تفاوت درآمد بین کشورها ارائه می‌دهد. اولاً یک منبع اضافی برای این تفاوت‌ها شناسایی می‌شود، یعنی بیان می‌کند که این تفاوت‌ها می‌توانند ناشی از تفاوت در سرمایه انسانی علاوه بر تفاوت در سرمایه فیزیکی باشند و ثانیاً با توجه به فرضیات الگو در مورد چگونگی انباشت سرمایه انسانی، می‌توان فرض کرد که شناسایی وجود سرمایه انسانی، دلالت‌های الگوی سولو را در مورد اثرات انباشت سرمایه فیزیکی تغییر نمی‌دهد (رومر، ۲۰۰۴).

الگوی بارو: بارو در سال ۱۹۹۲ با استفاده از متغیری درباره میزان دستیابی آموزشی به‌عنوان متغیر مستقل رگرسیون‌های مقدماتی را مطرح کرد. در رگرسیون‌های او دستیابی آموزشی به‌صورت میانگین سال‌های تحصیل افراد ۲۵ ساله و بالاتر اندازه‌گیری شد و همچنین، نرخ رشد محصول ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شد و مجموعه اطلاعات مورد استفاده او در برگیرنده ۷۳ کشور طی یک دوره پنج ساله بود. وی به تأثیر مستقل و قوی میزان تحصیل بر رشد پی برد و بیان کرد که ۵۰ درصد افزایش میزان سال‌های تحصیل یک درصد نرخ رشد را در سال افزایش می‌دهد (بارو، ۱۹۹۹؛ آقایی و همکاران، ۲۰۱۳).

براساس مباحث نظری مطرح شده، انتظار می‌رود پیشرفت اجتماعی برای تولید ناخالص داخلی اهمیت حیاتی داشته باشد و اثر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی داشته باشد. به عبارت دیگر، بالاتر بودن پیشرفت اجتماعی به معنای توجه بیشتر به سرمایه انسانی جهت توانایی بیشتر نیروی کار و امکان به کارگیری فناوری‌های جدید و به‌طور خلاصه، بهره‌وری بالاتر نیروی کار است. بنابراین از جنبه نظری هر چه نیروی کار آموزش بیشتری دریافت کند، سرمایه انسانی نیز افزایش پیدا خواهد کرد و این افزایش اثر خود را بر تولید سرانه بر جای می‌گذارد. الگوهای سولو، لوکاس و بارو، دلالت‌هایی را برای تفاوت درآمد بین کشورها ارائه می‌دهد که این تفاوت‌ها می‌توانند ناشی از تفاوت در سرمایه انسانی علاوه بر سرمایه فیزیکی باشند. در واقع می‌توان اظهار کرد که علت تفاوت در سطوح درآمد سرانه و نرخ رشد اقتصادی کشورها در این است که کشورهای ثروتمند برای ایجاد سرمایه‌های فیزیکی و توسعه آموزش و تحقیقات و فناوری سرمایه‌گذاری بیشتری انجام داده‌اند.

۳-۳. تأثیر رشد اقتصادی بر شاخص پیشرفت اجتماعی

برای ارزیابی رابطه بین پیشرفت اجتماعی و توسعه اقتصادی باید تمام ابعاد پیشرفت اجتماعی را در نظر گرفت. ابعاد پیشرفت اجتماعی شامل نیازهای اساسی انسان، پایه‌های رفاه و فرصت می‌باشد. نیازهای اساسی انسان احتمالاً با تولید ناخالص داخلی سرانه در سطوح نسبتاً پایین درآمد به سرعت تأمین می‌گردد. این نیازها شامل تغذیه و مراقبت‌های اولیه پزشکی، آب و بهداشت، سرپناه و ایمنی شخصی است که ممکن است با تولید ناخالص داخلی بالاتر در سطوح پایین درآمد تأمین گردد. پایه‌های رفاه احتمالاً در سطوح بالاتری از درآمد به‌طور جزئی بهتر می‌گردد. این بهبودی ناچیز می‌تواند به این واقعیت منجر گردد که پیشرفت اقتصادی نیز ممکن است به چالش‌های جدیدی مانند چاقی و تخریب محیط زیست منجر شود. بعد فرصت نیز به میزان کمتری با تولید ناخالص داخلی سرانه بهبود می‌یابد، زیرا بسیاری از جنبه‌های بعد فرصت، مانند حقوق و آزادی‌ها، لزوماً به سرمایه‌گذاری منابع بزرگ نیاز ندارند، بلکه تحت تأثیر هنجارها و سیاست‌ها هستند (پورتر و همکاران، ۲۰۱۵؛ ندیم و همکاران، ۲۰۱۸).

در این مطالعه، مدل اولیه پیشنهاد شده توسط آیگنر، لاول و اشمیت^۳ (۱۹۷۷) و میوزن و ون دن بروک^۴ (۱۹۷۷) در قالب داده‌های تلفیقی براساس مدل مرز تصادفی به کار گرفته شده است و دارای این قابلیت است که ناکارآمدی‌های موجود در تخمین را بیشتر نمایان سازد. مدل اولیه به‌صورت زیر معرفی می‌گردد که در این معادله y_i نشان‌دهنده حداکثر تولید مشاهده‌شده که مبتنی بر بردار x_i است، به‌عنوان داده‌های مدل با پارامترهای تکنولوژی‌ای که توسط β نمایش داده می‌شود، می‌باشد و ε_i نیز خطای متشکل از جمع جز اختلال با توزیع نرمال (v_i) و جز ناکارآمدی (u_i) است.

$$y_i = \alpha + x_i'\beta + \varepsilon_i, \text{ where } i = 1, \dots, N \quad (8)$$

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad (9)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (10)$$

$$u_i \sim F \quad (11)$$

آیگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷) فرض کردند که توزیع F نیمه نرمال است $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$. در حالی که میوزن و ون دن بروک (۱۹۷۷) فرضیه تابع توزیع نمایی را برای u_i در نظر گرفتند $u_i \sim \mathcal{E}(\sigma_u)$. پیت و لی^۵ (۱۹۸۱) یک تخمین حداکثر راستنمایی (ML) را با داده‌های متغیر زمانی از طریق گسترش مدل اصلی به روش زیر پیشنهاد دادند:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}'\beta + \varepsilon_{it}, \text{ where } i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (12)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (13)$$

1. Porter et al. (2015)
2. Nadeem et al. (2018)
3. Aigner, Lovell & Schmidt (1977)
4. Meeusen & Broeck (1977)
5. Pete & Lee (1981)

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (14)$$

$$u_i \sim \varepsilon(\sigma_u^2) \quad (15)$$

در این مدل پیشنهادی، ناکارآمدی با فرض اینکه دارای توزیع نمایی می باشد در نظر گرفته شده است
 $u_i \sim \varepsilon(\frac{1}{\sigma_u})$

مدل مرز تصادفی استفاده شده در این مطالعه در برگیرنده داده های ترکیبی مبتنی بر ویژگی های مدل کاب - داگلاس است. تابع تولید کاب - داگلاس اولیه توسط چارلز کاب و پل داگلاس (۱۹۲۸) با دو نهاده سرمایه و نیروی کار پیشنهاد شده است که جهت ساده سازی تحلیل رفتار اقتصادی در قالب معادله زیر ارائه گردیده است:

$$P(L, K) = bL^\alpha K^\beta \quad (16)$$

که در آن P بیانگر تولید کل است، و بر این اساس L و K نشان دهنده نیروی کار و سرمایه هستند و α و β نشان دهنده کشش عوامل تولید کار و سرمایه و پارامتر b نشان دهنده بهره وری کل عوامل است، که در نهایت مدل به شکل تابع تولید کاب - داگلاس و در قالب مدل مرز تصادفی داده های تابلویی پیاده سازی می شود تا ناکارآمدی پیشرفت اجتماعی را به تصویر بکشد.

$$SPI_{it} = \alpha(y)_{it}^\beta e^{v_{it}-u_i} \quad i = 1, \dots, N \quad \text{and} \quad t = 1, \dots, T \quad (17)$$

که در آن شاخص پیشرفت اجتماعی (SPI) نشان دهنده حداکثر تولید پیشرفت اجتماعی کشور i ام است که در سال t حاصل شده است و α ترکیبی از متغیرهای برون زای مدل است که در طول زمان تغییر نمی کنند. Y نیز نشان دهنده تولید ناخالص داخلی سرانه کشور i در سال t است و ضریب β نشان دهنده کشش عوامل به ازای تولید y است. سپس در گام بعدی لگاریتم طبیعی تابع گرفته می شود، به گونه ای که تابع به شکل مدل مرز تصادفی به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln(SPI_{it}) = \ln(\alpha) + \beta \ln(y_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

که می توان ε_{it} را به صورت زیر بیان کرد:

$$\ln(SPI_{it}) = \ln(\alpha) + \beta \ln(y_{it}) + v_{it} - u_i \quad (19)$$

که در معادله بالا $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_i$ و v_{it} نشان دهنده متغیرهای تصادفی کشور i برای سال t است. و همواره $u_i \geq 0$ که بیانگر عبارت ناکارآمدی غیرمنفی کشور i است ($|u_i|$). لازم به ذکر است که جمله ناکارایی در طول زمان ثابت است (کاریموا، ۲۰۲۰).

۴. روش شناسی پژوهش

این بخش از تحقیق به تبیین روش شناسی اختصاص دارد. در این بخش به معرفی رویکرد معادلات هم زمان پرداخته می شود.

۴- ۱. معادلات همزمان پانل دیتا

در بسیاری موارد رابطه علی یک طرفه جهت تبیین روابط اقتصادی، مناسب نمی باشند. در این مواقع Y نه تنها به متغیرهای X بستگی دارد، بلکه بعضی از X ها نیز به نوبه خود به وسیله Y تعیین می شوند. به طور خلاصه می توان گفت که در این موارد بین Y و (بعضی از) متغیرهای X رابطه ای دو طرفه یا همزمان وجود دارد که در نتیجه تفکیک متغیرها با عنوان متغیرهای توضیحی و وابسته، اعتبار خود را از دست می دهد. به این ترتیب به طور ضمنی فرض بر این است که رابطه علی (در صورت وجود) بین دو متغیر یک طرفه می باشد یعنی متغیرهای توضیحی حکم علت و متغیرهای وابسته حکم معلول را دارا می باشند. اما مواردی وجود دارد که با جریانی دوطرفه از رابطه علی بین متغیرهای اقتصادی مواجه هستیم، یعنی متغیر اقتصادی در عین تأثیرگذاری بر متغیر (متغیرهای) اقتصادی دیگر، از آن (آن ها) تأثیر می پذیرد (گجراتی، ۱۳۸۳).

وقتی متغیر وابسته در یک معادله، متغیر توضیحی در معادله دیگری باشد، مدل یا دستگاه معادلات همزمان داریم. متغیرهای وابسته در یک دستگاه معادلات همزمان، متغیرهای درونزا خوانده می شود. متغیرهایی که به وسیله عوامل خارج از مدل تعیین می شوند، متغیرهای برونزا خوانده می شود. برای هر متغیر درونزای سیستم، یک معادله رفتاری یا ساختاری وجود دارد که به کارگیری OLS در برآورد معادلات ساختاری، پارامترهای برآورد شده اریب و ناسازگار حاصل می کند. سیستم معادلات همزمان وقتی استفاده می شود که چند متغیر وابسته داریم که بین آنها وابستگی متقابل وجود دارد، بنابراین بایستی چند معادله یا یک سیستم معادلات برای آن ها تعریف کنیم.

یکی از ویژگی های مهم معادلات همزمان که موجب نقض فرضیه های کلاسیک می شود آن است که متغیر درونزا به عنوان متغیر توضیحی در یک معادله وارد می شود. این موضوع سبب می شود که روش OLS دارای تورش گردد. بنابراین اگر روش OLS را برای هریک از معادلات فرم ساختاری به کار ببریم تخمین زنده های آن بدون تورش نخواهد بود (سوری، ۱۳۹۱). در چنین مواقعی روش حداقل مربعات کلاسیک، به علت ناسازگار بودن تخمین های حاصله قابل کاربرد نیست. به عبارت دیگر، تخمین زن های فوق صرف نظر از حجم نمونه (به هر اندازه هم که بزرگ باشد) هیچ گاه به مقادیر حقیقی نخواهند گرایید (گجراتی، ۱۳۸۳).

۴- ۲. مسئله تشخیص

مسئله شناسایی مرز بین آمار و اقتصادسنجی محسوب می شود. زیرا شناسایی نیاز به محدودیت هایی روی پارامترهای فرم ساختاری دارد و در همین جا سخن از تئوری های اقتصادی و پیش فرض های دیگر برای تعیین این محدودیت ها به میان می آید. اگر نتوان به دلیل کم بودن تعداد محدودیت ها ضرایب معادلات ساختاری را از تخمین ضرایب معادلات فرم خلاصه شده به دست آورد، آنگاه معادلات ساختاری مذکور کمتر از حد مشخص خوانده می شود. چنانچه بتوان ضرایب معادلات ساختاری را به طور منحصر به فردی (تنها به یک طریق) از ضرایب فرم خلاصه شده به دست آورد، این معادلات

ساختاری را دقیقاً مشخص گویند و چنانچه به بیش از یک طریق بتوان ضرایب معادلات فرم ساختاری را از تخمین ضرایب فرم خلاصه شده به دست آورد، معادلات ساختاری مورد نظر را بیش از حد مشخص می‌نامند. قبل از اینکه یک سیستم معادلات هم‌زمان تخمین زده شود باید ایجاد اطمینان نمود که معادلات آن قابل شناسایی (یا قابل تشخیص) باشند. به‌طور خلاصه چنانچه نتوان ضرایب یک معادله ساختاری را به‌طور سازگار برآورد نمود آن معادله قابل شناسایی نیست. تخمین معادلات کمتر از حد مشخص به شیوه‌ای سازگار امکان پذیر نمی‌باشد، لذا معادلات مذکور قابل شناسایی نیستند. در مقابل معادلات دقیقاً مشخص یا بیش از حد مشخص، شرط لازم برای شناسایی (یا تشخیص) را دارند (گجراتی، ۱۳۸۹)

در این حالت دو شرط رتبه‌ای و درجه‌ای برای شناسایی معادلات وجود دارد:

M: تعداد متغیرهای درون‌زای مدل

m: تعداد متغیرهای درون‌زا در معادله معین

K: تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده مدل

k: تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده در معادله معین (معادله تحت بررسی)

۴ - ۳. شرط درجه‌ای در رابطه با قابلیت تشخیص

در یک معادله که دارای M معادله هم‌زمان می‌باشد، در صورتی یک معادله هم‌زمان است که تعداد متغیرهای از قبل تعیین شده‌ای که در معادله فوق وجود ندارد کمتر از تعداد متغیرهای درون‌زا در معادله معین منهای یک نباشد، یعنی $K \geq m + k - 1$.

شرط فوق بدان معنا است که تعداد متغیرهای برون‌زای مدل (K) بزرگ‌تر یا مساوی تعداد متغیرهای موجود در معادله مورد نظر (اعم از درون‌زا و برون‌زا) منهای یک باشد. شرط $K - k \geq m - 1$ بیانگر آن است که تعداد متغیرهای موجود در مدل ولی خارج از معادله مورد نظر بزرگ‌تر یا مساوی با تعداد متغیرهای درون‌زای موجود در معادله منهای یک باشد. بنابراین براساس شرط درجه‌ای می‌توان تقسیم بندی زیر را انجام داد (سوری، ۱۳۹۱)

اگر $K - k < m - 1$ باشد، معادله مورد نظر نامشخص است.

اگر $K - k = m - 1$ باشد، معادله مورد نظر دقیقاً مشخص است.

اگر $K - k > m - 1$ باشد، معادله مورد نظر بیش از حد مشخص است.

۴ - ۴. شرط رتبه‌ای در رابطه با قابلیت تشخیص

شرط رتبه‌ای، هم بیانگر شرط لازم و هم شرط کافی برای قابلیت تشخیص یک معادله نیز به کار برده می‌شود. در ضمن نکته قابل توجه این است که اگر شرط رتبه‌ای برآورده شود در این صورت خود به خود شرط درجه‌ای تأمین خواهد شد. در صورتی که عکس این مسئله صادق نمی‌باشد. شرط رتبه‌ای در صورتی تأمین می‌شود که هیچ ترکیب خطی بین ضرایب متغیرهای خارج از معادله مورد نظر وجود نداشته باشد. بدین منظور لازم است که ماتریسی از ضرایب متغیرهای خارج از معادله مورد

نظر تشکیل داده و دترمینان آن بررسی شود. برای تأمین شرط رتبه‌ای لازم است که این ماتریس حداقل یک دترمینان $(M-1) \times (M-1)$ مخالف صفر داشته باشد و به عبارت دیگر رتبه ماتریس مذکور برابر با $M-1$ باشد (گجراتی، ۱۳۸۹).

۴-۵. تخمین سیستم معادلات هم‌زمان

دو روش برای تخمین معادلات ساختاری وجود دارد: روش‌های تک معادله‌ای که روش‌های با اطلاعات محدود نیز نامیده می‌شود، مانند:

(الف) روش حداقل مربعات معمولی برای مدل‌های بازگشتی

(ب) روش حداقل مربعات غیرمستقیم برای معادلات دقیقاً مشخص

(ج) روش متغیرهای ابزاری

(د) روش حداقل مربعات دومرحله‌ای

(ه) روش حداکثر درست‌نمایی با اطلاعات محدود

در روش تک معادله‌ای یا روش با اطلاعات محدود، هر یک از معادلات فقط با توجه به محدودیت‌های معادله مورد نظر و بدون توجه به محدودیت‌های سایر معادلات برآورد می‌شود. روش‌های سیستمی که روش‌هایی با اطلاعات کامل نیز گفته می‌شود مانند:

(الف) روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS)

(ب) روش حداکثر درست‌نمایی با اطلاعات کامل

در روش‌های سیستمی برای تخمین ضرایب از تمام اطلاعات موجود در سیستم معادلات استفاده می‌شود. با توجه به اینکه روش‌های تک معادله‌ای روشی سازگار هستند اما کارایی جانبی ندارند، یعنی با افزایش حجم نمونه، تورش و واریانس آنها به سمت صفر میل می‌کند، لذا سازگارند، اما چون حداقل واریانس را ندارند لذا از کارایی برخوردار نیستند. دلیل عدم کارایی جانبی آن‌ها در نادیده گرفتن همبستگی جملات خطای معادلات است. یعنی فرض بر این است که جمله خطای یک معادله با جمله خطای سایر معادلات، همبستگی ندارد. بنابراین اگر همبستگی بین جملات خطای معادلات ساختاری را نادیده بگیریم در این صورت از تمام اطلاعات موجود در هر معادله استفاده نکرده‌ایم و لذا به کارایی جانبی نخواهیم رسید (گجراتی، ۱۳۸۹). بنابراین باتوجه به مطالب عنوان شده و همچنین ماهیت معادلات تصریح شده و مبانی نظری موجود، معادلات تصریح شده در قالب معادلات هم‌زمان بررسی می‌گردد.

۵. معرفی مدل و متغیرها

هدف از این پژوهش بررسی رابطه متقابل رشد اقتصادی و شاخص پیشرفت اجتماعی برای ۲۷ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی، طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۲۱ می‌باشد. لذا با توجه به مطالعات صورت گرفته توسط رضایی روشن و همکاران (۱۳۹۸)، ندیم (۲۰۱۸)، کاریموا (۲۰۲۰)، صلاح‌حدجایف و

اوتاجونوف (۲۰۲۱) و همچنین با پیروی از مدل‌های رشد درون‌زا و مدل ارائه شده توسط آیگنر، لاول و اشمیت (۱۹۷۷) و میوزن و ون دن بروک (۱۹۷۷)، معادلات پژوهش به شکل زیر تصریح می‌گردد:

$$LGDPPC_{it} = \beta_0 + \beta_{1it}LOPN_{it} + \beta_{2it}LEFI_{it} + \beta_{3it}LGE_{it} + \beta_{4it}LSPI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲۰)$$

$$LSPI_{it} = \beta_5 + \beta_{6it}LGII_{it} + \beta_{7it}LEI_{it} + \beta_{8it}LUP_{it} + \beta_{9it}LGDPPC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲۱)$$

با توجه به اینکه واحدهای اندازه‌گیری متغیرهای مدل یکسان نیست، از فرم لگاریتمی متغیرها در معادلات استفاده شده است. در جدول (۱) نام متغیرها و منابع آماری آن‌ها گزارش شده است.

جدول ۱: متغیرهای مورد استفاده در مدل

نام متغیر	نماد	منبع
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	GDP Per Capita (LGDPPC)	https://databank.worldbank.org
لگاریتم درجه باز بودن تجاری	Openness (LOPN)	https://databank.worldbank.org
لگاریتم شاخص آزادی اقتصادی	Economic Freedom Index (LEFI)	https://heritage.org/index/ranking
لگاریتم مخارج مصرفی دولت	Government consumption expenditure (LGE)	https://databank.worldbank.org
لگاریتم شاخص پیشرفت اجتماعی	Social Progress Index (LSPI)	https://www.socialprogress.org
لگاریتم شاخص جهانی نوآوری	Global Innovation Index (LGII)	https://www.wipo.int
لگاریتم شاخص آموزش	Education Index (LEI)	https://www.undp.org
لگاریتم جمعیت شهری	Urban Population (LUP)	https://databank.worldbank.org

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در مطالعه حاضر جهت بررسی اثر متقابل رشد اقتصادی و شاخص پیشرفت اجتماعی برای ۲۷ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی و طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۲۱ از رویکرد سیستم معادلات هم‌زمان در قالب روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) و نرم افزار Stata17 استفاده شده است.

۶. آزمون‌های اولیه تصریح الگو و برآورد مدل

۶-۱. آزمون همبستگی مقاطع در جزء اخلاص

قبل از برآورد الگوی داده‌های ترکیبی، لازم است آزمون پایایی متغیرها انجام شود. اما قبل از انجام آزمون پایایی داده‌های ترکیبی، باید آزمون وابستگی بین مقاطع به منظور انتخاب آزمون ریشه‌واحد مناسب انجام شود. آزمون‌های مختلفی جهت بررسی پایایی متغیرهای داده‌های ترکیبی وجود دارد که انتخاب آزمون مناسب از بین آن‌ها در گام اول نیازمند بررسی وجود وابستگی مقطعی است (بالتاجی، ۲۰۰۵). به منظور بررسی وابستگی بین مقاطع از آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۱۵) که نسخه تکمیل شده آزمون پسران (۲۰۰۴) است، استفاده شده است. در صورت تأیید

وابستگی مقطعی در داده‌های ترکیبی، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه‌واحد داده‌های ترکیبی نظیر آزمون لوین، لین و چو^۱ (LLC)، ایم، پسران و شین^۲ (IPS)، احتمال وقوع نتایج ریشه‌واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه‌واحد داده‌های ترکیبی متعددی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده‌است که آزمون ریشه‌واحد ADF تعمیم یافته به‌صورت مقطعی (CADF) یا CIPS از آن جمله است. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای داده‌های مورد مطالعه در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون همبستگی بین مقاطع پسران (۲۰۱۵)

متغیر	نماد	آماره CD پسران	احتمال	نتیجه آزمون
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	LGDPPC	۱۴/۹۳	۰/۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم شاخص پیشرفت اجتماعی	LSPI	۴۲/۵۲	۰/۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم درجه باز بودن تجاری	LOPN	۱۴/۴۶	۰/۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم شاخص آزادی اقتصادی	LEFI	۲/۴۳	۰/۰۱۵	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم شاخص جهانی نوآوری	LGII	۲۸/۲۸	۰/۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم جمعیت شهری	LUP	۵۴/۷۲	۰/۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم شاخص آموزش	LEI	۳۳/۰۴	۰/۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم مخارج مصرفی دولت	LGE	۷/۹۹	۰/۰۰۰	وابستگی بین مقاطع

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که در جدول بالا نشان داده شده است، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین مقاطع در همه متغیرهای مورد بررسی رد می‌شود و بنابراین می‌توان نتیجه گرفت، به‌طور کلی در بین مقاطع مختلف موجود در داده‌های ترکیبی مورد بررسی، همبستگی مقطعی وجود دارد. از این رو، بر پایه روش پژوهش مورد نظر، از آزمون ریشه‌واحد پسران (۲۰۰۷) استفاده می‌شود.

۶- ۲. آزمون ریشه‌واحد داده‌های ترکیبی

با تأیید شدن استقلال مقطعی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش، برای بررسی ریشه‌واحد متغیرها از آزمون ریشه‌واحد پسران (۲۰۰۷) که فرضیه استقلال مقطعی را لحاظ می‌کند، استفاده شده است. پسران (۲۰۰۷) رگرسیون ADF معمولی با میانگین مقطعی را با وقفه و تفاضل مرتبه اول آن تقویت کرده تا همبستگی مقاطع را که از یک مدل تک عامل ایجاد می‌شود، به‌دست آورد. نتایج آزمون ریشه‌واحد پسران در جدول (۳) نشان داده شده است. با توجه به نتایج حاصل از جدول (۳)، برخی از متغیرهای الگو در سطح و برخی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری در سطح اطمینان ۰/۹۰ و ۰/۹۵ درصد مانا هستند.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد پسران

آزمون ریشه واحد مقطعی پسران (۲۰۰۷)			متغیر
نتایج	احتمال p-value	آماره Z(t-bar)	
I(1)	*۰/۰۰۱	-۳/۱۷	LGDP
I(0)	**۰/۰۰۷۶	-۱/۴۳	LSPI
I(1)	۰/۸۲۱	۰/۹۲	LOPN
I(0)	*۰/۰۱۵	-۲/۱۷	LGII
I(0)	*۰/۰۴۷	-۱/۶۷	LUP
I(0)	**۰/۰۰۵۸	-۱/۵۶	LEI
I(0)	*۰/۰۲۲	-۲/۰۱۰	LEFI
I(1)	*۰/۰۰۲	-۲/۹۰	LGE

(منبع: یافته‌های پژوهش)

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

۶-۳. آزمون هم‌انباشتگی

بررسی وجود هم‌انباشتگی در داده‌های ترکیبی بسیار اهمیت دارد، زیرا در صورتی که داده‌های مدل مانا نباشند، برآورد مدل می‌تواند منجر به بروز یک رگرسیون کاذب شود. برای انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی از سه آزمون کائو، پدرونی^۲ و وسترلوند^۳ استفاده می‌شود. در صورت وجود هم‌انباشتگی در مدل، نیازی به مانا کردن متغیرها نمی‌باشد. در این پژوهش برای بررسی هم‌انباشتگی مدل از آزمون وسترلوند استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن، هم‌انباشتگی را نشان می‌دهد. نتایج این آزمون در جدول (۴) گزارش شده است. از آنجا که میزان احتمال آزمون در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار شد، بنابراین فرضیه صفر که نشان دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی می‌باشد، در هر دو معادله رد می‌شود، لذا وجود هم‌انباشتگی در دو معادله تأیید می‌گردد.

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند

نتیجه	احتمال	آماره	متغیر
وجود هم‌انباشتگی	۰/۰۰۰	۷/۶۳۴	LGDP
وجود هم‌انباشتگی	۰/۰۱۸	۲/۰۸۶	LSPI

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۶-۴. آزمون درون‌زایی

پس از بررسی هم‌انباشتگی در سیستم معادلات، درون‌زایی متغیرها مورد آزمون قرار خواهد گرفت. به این منظور از آزمون درون‌زایی دوربین - وو - هاسمن^۴ (۱۹۷۸، ۱۹۷۳، ۱۹۵۴) استفاده شده است. یکی از مسائل مهم در برآورد رگرسیون، موضوع برون‌زایی متغیرهای توضیحی است. یک متغیر

1. kao

2. Pedroni

3. Westerlund

4. Durbin-Wu-Hausman test

درون‌زاست اگر با اجزای اخلاص همبستگی معناداری داشته باشد. اگر متغیرهای توضیحی مدل رگرسیون درون‌زا باشند، در این صورت برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی تکمعالده‌ای برآوردهای تورش‌دار و ناسازگاری را نتیجه خواهد داد. برای انجام این آزمون ابتدا مدل به روش متغیر ابزاری برآورد می‌گردد. فرضیه صفر آزمون دوربین - وو- هاسمن برون‌زایی است. با سطح اطمینان ۹۵ درصد، اگر مقدار احتمال آزمون بیشتر از ۰/۰۵ باشد، برون‌زایی متغیر رد نخواهد شد. نتیجه این آزمون در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون درون‌زایی دوربین - وو - هاسمن

متغیر	آماره F	احتمال
LSPI	۹۸/۳۸	۰/۰۰۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، متغیر شاخص پیشرفت اجتماعی درون‌زا بوده و لذا برآورد مدل با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان بلامانع است.

۶- ۵. آزمون‌های شناسایی

تمام متغیرهای موجود در مدل را می‌توان به دو دسته برون‌زا و درون‌زا طبقه‌بندی نمود. نتایج طبقه‌بندی متغیرهای موجود در مدل پژوهش در جدول (۶) آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در مدل مورد مطالعه، ۲ متغیر درون‌زا و ۶ متغیر برون‌زا وجود دارد.

جدول ۶: طبقه‌بندی متغیرهای موجود در مدل

نام متغیر	نماد	طبقه
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	LGDPPC	درون‌زا
لگاریتم شاخص پیشرفت اجتماعی	LSPI	درون‌زا
لگاریتم درجه باز بودن تجاری	LOPN	برون‌زا
لگاریتم شاخص جهانی نوآوری	LGII	برون‌زا
لگاریتم شاخص آموزش	LEI	برون‌زا
لگاریتم مخارج مصرفی دولت	LGE	برون‌زا
لگاریتم جمعیت شهری	LUP	برون‌زا
لگاریتم شاخص آزادی اقتصادی	LEFI	برون‌زا

(منبع: یافته‌های پژوهش)

جدول (۷) بررسی شرط درجه‌ای را در هر دو معادله پژوهش نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که هر دو معادله مذکور فراشناسا هستند.

جدول ۷: بررسی شرط درجه‌ای معادلات هم‌زمان

معادله	تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده خارج مانده از الگو (K-k)	تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای یک (m-1)	قابلیت شناسایی
LGDPPC	۳	۱	فرا شناسا
LSPI	۳	۱	فرا شناسا

(منبع: یافته‌های پژوهش)

اکنون لازم است تفحص در مورد شرط کافی که شرط رتبه‌ای است، انجام گیرد. این شرط به صورت زیر بیان می‌شود:

در یک مدل دارای M معادله یا M متغیر درون‌زا، یک معادله مشخص خواهد بود، اگر و تنها اگر بتوان حداقل یک دترمینان غیر صفر از درجه $(M-1)(M-1)$ از ضرایب متغیرهای خارج از معادله مربوط اما ملحوظ در سایر معادلات مدل، به دست آورد. از آنجایی که در سیستم معادلات پایه‌ریزی شده در این مطالعه $M-1=1$ می‌باشد، این شرط خود به خود برآورده می‌گردد.

۶-۶. برآورد مدل و تفسیر نتایج

پس از انجام آزمون‌های تشخیصی مدل، در این بخش به تخمین مدل، ارائه نتایج برآورد معادلات و تفسیر آن‌ها پرداخته می‌شود.

۶-۶-۱. معادله تولید ناخالص داخلی سرانه

نتایج تخمین سیستم معادلات هم‌زمان با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) برای معادله تولید ناخالص داخلی سرانه در جدول (۸) آمده است:

جدول ۸: نتایج تخمین (معادله تولید ناخالص داخلی سرانه) با استفاده از روش (3SLS)

متغیرهای مستقل	نماد	ضرایب
لگاریتم درجه باز بودن تجاری	LOPN	-۰/۱۰۴ (۰/۲۴۵)
لگاریتم شاخص آزادی اقتصادی	LEFI	۱/۸۳۶ (۰/۰۰۰)
لگاریتم مخارج مصرفی دولت	LGE	۰/۱۵۴ (۰/۰۹۵)
لگاریتم شاخص پیشرفت اجتماعی	LSPI	۵/۶۹۲ (۰/۰۰۰)
عرض از مبدأ	C	-۲۲/۶۲۵ (۰/۰۰۰)
R-Squared	—	۰/۵۸ (۰/۰۰۰)

(منبع: یافته‌های پژوهش)

با توجه به اینکه توابع برآورد شده به صورت لگاریتمی تخمین زده شده‌اند، ضرایب توابع برآوردی همان کشش‌های مورد تحلیل می‌باشند. در میان متغیرهای مورد بررسی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی، ضرایب از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند، به طوری که مطابق با انتظار و مبانی نظری شاخص پیشرفت اجتماعی (SPI)، نقش افزایشی و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای مورد بررسی داشته است. یعنی با توجه به مقدار احتمال این شاخص، می‌توان بیان داشت این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. از سوی دیگر، با توجه به ضریب به دست آمده که برابر با ۵/۶۹۲ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش یک

درصد در شاخص پیشرفت اجتماعی، تولید ناخالص داخلی سرانه به میزان ۵۶۹ درصد افزایش می‌یابد که در بین سایر متغیرهای اثرگذار بر تولید ناخالص داخلی سرانه در این پژوهش، بیشترین تأثیر را بر متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد.

همچنین نتایج نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار شاخص آزادی اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی سرانه است. با توجه به مقدار احتمال این شاخص، می‌توان بیان داشت این متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد و با توجه به ضریب به دست آمده که برابر با ۱/۸۳ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش یک درصد در شاخص آزادی اقتصادی، میزان تولید ناخالص داخلی سرانه به میزان ۱۸۳ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار متغیر مخارج مصرفی دولتی بر تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد که با توجه به مقدار احتمال آن، این متغیر در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است. با توجه به ضریب به دست آمده که برابر با ۰/۱۵۴ می‌باشد. می‌توان بیان داشت که با افزایش یک درصد در متغیر مخارج مصرفی دولت، تولید ناخالص داخلی سرانه به میزان تقریباً ۱۵ درصد افزایش می‌یابد.

علاوه بر این نتایج نشان دهنده تأثیر منفی و غیرمعنادار متغیر درجه باز بودن تجاری بر تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد.

۶-۶-۲. معادله شاخص پیشرفت اجتماعی

نتایج تخمین سیستم معادلات هم‌زمان با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) برای معادله شاخص پیشرفت اجتماعی در جدول (۹) آمده است.

جدول ۹: نتایج تخمین (معادله شاخص پیشرفت اجتماعی) با استفاده از روش (3SLS)

متغیرهای مستقل	نماد	ضرایب
تولید ناخالص داخلی سرانه	LGDPPC	۰/۰۴۵ (۰/۰۲۱)
شاخص جهای نوآوری	LGI	۰/۱۳۴ (۰/۰۰۱)
شاخص آموزش	LEI	۰/۲۶۸ (۰/۰۰۰)
میزان جمعیت شهری	LUP	-۰/۰۰۱ (۰/۶۷۸)
عرض از مبدأ	C	۲/۲۱۴ (۰/۰۰۰)
R-Squared	—	۰/۷۸ (۰/۰۰۰)

(منبع: یافته‌های پژوهش)

همان‌طور که در جدول (۹) مشاهده می‌شود، مطابق با انتظار و مبانی نظری متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص پیشرفت اجتماعی دارد و با توجه به مقدار احتمال این متغیر می‌توان بیان داشت که در سطح اطمینان ۹۵ درصد این متغیر معنادار می‌باشد. با توجه به ضریب به دست آمده برای تولید ناخالص داخلی سرانه که برابر با ۰/۰۴۵ می‌باشد، می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش یک درصد در تولید ناخالص داخلی سرانه میزان شاخص پیشرفت اجتماعی به میزان ۴ درصد افزایش خواهد یافت که در بین سایر متغیرهای اثرگذار بر شاخص پیشرفت اجتماعی در این مطالعه، کمترین تأثیر را بر شاخص پیشرفت اجتماعی دارد.

همچنین نتایج به دست آمده از تخمین نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار شاخص جهانی نوآوری بر شاخص پیشرفت اجتماعی می‌باشد و با توجه به مقدار احتمال این شاخص می‌توان بیان داشت که این شاخص در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. میزان ضریب این شاخص برابر با ۰/۱۳۴ می‌باشد، به این معنی که با افزایش یک درصد در شاخص جهانی نوآوری که به‌عنوان نماینده‌ای برای نوآوری ملی در نظر گرفته می‌شود، میزان شاخص پیشرفت اجتماعی به میزان ۱۳ درصد افزایش می‌یابد.

مطابق با انتظار و مبانی نظری شاخص آموزش نیز دارای تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص پیشرفت اجتماعی می‌باشد که از بین سایر متغیرهای تأثیرگذار بر این شاخص، بیشترین تأثیر را بر شاخص پیشرفت اجتماعی دارد. با توجه به میزان احتمال این شاخص می‌توان بیان داشت که شاخص آموزش در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد و طبق ضریب به دست آمده برای آن که برابر با ۰/۲۶۸ است، می‌توان نتیجه گرفت با یک درصد افزایش در شاخص آموزش، میزان شاخص پیشرفت اجتماعی به میزان ۲۶ درصد افزایش می‌یابد.

همچنین نتایج به دست از تخمین، نشان دهنده وجود رابطه منفی و غیرمعنادار متغیر جمعیت شهری که به‌عنوان نماینده‌ای برای تحولات جمعیتی در نظر گرفته شده، با شاخص پیشرفت اجتماعی می‌باشد.

۷. نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه بررسی تأثیر متقابل شاخص پیشرفت اجتماعی و تولید ناخالص داخلی سرانه در گروهی از کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی می‌باشد. برای این منظور از داده‌های سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۲۱ بر رویکرد سیستم معادلات هم‌زمان و در قالب روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) استفاده گردید. بعد از تجزیه و تحلیل اولیه، آزمون‌های تشخیصی از جمله آزمون همبستگی مقاطع، ریشه‌واحد، هم‌انباشتگی، آزمون درون‌زایی و آزمون‌های شناسایی انجام شد. نتایج حاصل از آزمون همبستگی مقاطع، وجود همبستگی بین مقاطع در داده‌های ترکیبی مورد استفاده در مطالعه را تأیید کرد. لذا به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه‌واحد پسران استفاده گردید. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی و سترلوند نیز وجود هم‌انباشتگی در هر دو الگو را تأیید کرد. همچنین نتایج آزمون درون‌زایی نیز برآورد مدل با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان را مورد

تأیید قرار داد. علاوه بر این، قبل از برآورد هر یک از الگوها، شرط درجه‌ای و رتبه‌ای جهت شناسایی مدل بررسی شد. نتایج حاصل از تخمین الگوها نشان داد که متغیر شاخص پیشرفت اجتماعی در الگوی تولید ناخالص داخلی سرانه از بین سایر متغیرهای اثرگذار، بیشترین تأثیر را بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. پیشرفت اجتماعی از طریق کاهش نابرابری و فقر، افزایش کارایی بازار، رشد اقتصادی، کاهش هزینه‌ها، افزایش کارایی نیروی انسانی و سایر سرمایه‌ها، ایجاد نهادها و سازمان‌های اقتصادی و بهبود عملکرد آن‌ها و افزایش سرمایه‌گذاری و اشتغال و همچنین افزایش نوآوری و فن‌آوری بر عملکرد اقتصاد تأثیر می‌گذارد. این نتیجه با مطالعات انجام شده توسط رضایی روشن و همکاران (۱۳۹۸)، صفدری و همکاران (۲۰۰۸)، فیسال سلطان و وحید (۲۰۱۱)، لطیفی و قائم پور (۲۰۱۶)، عزیزی (۲۰۱۶) و خداپرست مشهدی و همکاران (۲۰۱۴) که تأثیر عوامل اجتماعی را بر رشد اقتصادی و یا کیفیت و رفاه جامعه برآورد کرده‌اند مطابقت دارد.

همچنین نتایج نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار شاخص آزادی اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی سرانه است. هنگامی که آزادی اقتصادی وجود دارد، تشکیلات تجاری و اقتصادی به کنش‌های جدید در مدیریت اقتصادی و بهبود تکنولوژی‌ها و شیوه‌های بهتر در تولید تشویق می‌شوند. همچنین فرصت‌هایی که مورد چشم پوشی قرار می‌گرفتند، استفاده می‌شوند که این‌ها از جمله منابع اصلی برای رشد اقتصادی هستند. نتایج به دست آمده با مطالعات انجام شده توسط رزمی و همکاران (۱۳۸۸)، شاه‌آبادی و بهاری (۱۳۹۲)، آساندولویی و همکاران (۲۰۱۶)، کارلسون و لاندستروم (۲۰۰۲)، ارشاد حسین و حاکویی (۲۰۱۶)، هال و لاوسون (۲۰۱۴) مطابقت دارد.

نتایج حاصل از تخمین معادله تولید ناخالص داخلی سرانه نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار متغیر مخارج مصرفی دولتی بر تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد. به عبارتی مخارج مصرفی دولت به‌عنوان شاخصی برای سیاست‌های مالی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. دولت دارای نقش مهم در زمینه هماهنگ کردن منافع عمومی و خصوصی است که می‌تواند امکانات را برای رشد اقتصادی فراهم کند. همچنین در کشورهایی که وجود انحصارات از ویژگی‌های آن‌هاست و فاقد بازارهای توسعه یافته سرمایه، بیمه و اطلاعات است، دولت می‌تواند با شکل دادن به بازار محصول و عوامل تولید، ایجاد زیرساخت‌های مناسب اقتصادی، توسعه سرمایه انسانی و بهبود فناوری‌ها کارایی را افزایش دهد و زمینه را برای فعالیت کارای بخش خصوصی فراهم کند. نتایج به دست آمده با مطالعات کینگ و ربلو (۱۹۹۰)، کورمندی و مگویر (۱۹۸۵)، لاندو (۱۹۸۶) و درگاهی و قدیری

1. Faisal Sultan & Waheed (2011)
2. Carlson & Lundstrom (2002)
3. Ershad Hossein & Haque (2016)
4. Hall & Lawson (2014)
5. King & Rebelo (1990)
6. Kormendi & Meguire (1985)
7. Landau (1986)

(۱۳۸۲) مطابقت دارد. علاوه بر این نتایج نشان دهنده تأثیر منفی و غیرمعنادار متغیر درجه باز بودن تجاری بر تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد.

نتایج حاصل از تخمین الگوی شاخص پیشرفت اجتماعی نیز نشان دهنده وجود تأثیر مثبت و معنادار تولید ناخالص داخلی سرانه بر شاخص پیشرفت اجتماعی می‌باشد. به عبارتی، با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه بسیاری از نیازهای اساسی انسان مانند تغذیه و مراقبت‌های بهداشتی، آب، بهداشت، سرپناه و ایمنی فردی، که یکی از ابعاد شاخص پیشرفت اجتماعی می‌باشد، بهبود می‌یابد. علاوه بر این، درالگوی مذکور شاخص آموزش از میان سایر متغیرهای اثرگذار، وزن بیشتری را در تأثیرگذاری بر شاخص پیشرفت اجتماعی به خود اختصاص داده است. به عبارتی، آموزش نیروی انسانی، زیرساخت‌های رفاه و همچنین فرصت‌ها را که دو بعد از ابعاد شاخص پیشرفت اجتماعی را تشکیل می‌دهد، بهبود می‌بخشد. نتایج به دست آمده با مطالعات صورت گرفته توسط صلاح‌حدجایف و اوتاجونوف (۲۰۲۱) و ندیم (۲۰۱۸) مطابقت دارد.

نتایج به دست آمده از تخمین معادله شاخص پیشرفت اجتماعی نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار شاخص جهانی نوآوری بر شاخص پیشرفت اجتماعی می‌باشد. نوآوری به دلیل ایجاد اشتغال و بازار می‌تواند منجر به شکوفایی اقتصادی شود. در حقیقت با ایجاد مشاغل، سود و منفعتی برای دولت و مردم حاصل می‌شود و می‌توان از سود به دست آمده برای ایجاد زیرساخت‌های اجتماعی مورد نیاز و مناسب جامعه استفاده کرد. نتایج به دست آمده نیز با مطالعات انجام شده توسط صلاح‌حدجایف و اوتاجونوف (۲۰۲۱) مطابقت دارد.

شاخص آموزش، به‌عنوان یک نماینده برای سرمایه انسانی، نیز دارای تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص پیشرفت اجتماعی می‌باشد. توسعه مهارت‌ها نقش مهمی در حل نابرابری و ترویج تحرکات اجتماعی دارند. سطح بالایی از مهارت‌ها میزان آگاهی افراد را بالا می‌برد و آن‌ها می‌دانند که قادرند در زندگی اجتماعی تفاوت ایجاد کنند. نتایج به دست آمده با مطالعات انجام شده توسط صلاح‌حدجایف و اوتاجونوف (۲۰۲۱) همسو می‌باشد.

درنهایت با توجه به نتایج به دست آمده از هر دو الگو که وجود رابطه مثبت و معنادار بین شاخص پیشرفت اجتماعی و تولید ناخالص داخلی سرانه را تأیید می‌کند، می‌توان چنین نتیجه گرفت که بین این دو متغیر رابطه مکملی برقرار می‌باشد.

بنابراین برای نیل به سطوح بالاتری از رشد اقتصادی پیشنهاد می‌گردد که ارتقای سطح پیشرفت و توسعه اجتماعی باید در اولویت قرار گیرد، زیرا تا زمانی که در یک جامعه پیشرفت اجتماعی حاصل نگردد، نیروی انسانی نیز قادر نخواهد بود تا به‌صورت کارآمد با یکدیگر تعامل و همکاری داشته باشند، که در این صورت امکان رشد و توسعه اقتصادی نیز سلب خواهد شد. از طرفی نیز جهت بهبود پیشرفت اجتماعی در جوامع نیاز به تولید بیشتر می‌باشد زیرا با افزایش تولید بسیاری از نیازهای اساسی و حیاتی نیروی انسانی مانند غذا و سرپناه و بهداشت که از مؤلفه‌های اصلی تشکیل دهنده شاخص پیشرفت اجتماعی می‌باشد، تأمین خواهد شد.

References

- Aghaei, M., Reza Qolizadeh, M. & Bagheri, F. (2013). Investigating the impact of human capital on economic growth in the provinces of Iran. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*, 67(19), 21-44. [In Persian].
- Aigner, D., Lovell, C.A.K. & Schmidt, P.(1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21-37.
- Alonso Martinez, D. (2018). Social Progress and international Patent Collaboration *Technological Forecasting and Social Change*. 134(c), 169-177.
- Asandului, L., Iacobuta, A. & Cautisanu, C. (2016). Modelling Economic Growth Based on Economic Freedom and Social Progress. *European Journal of Sustainable Development*, 5(3), 229-238.
- Azizi, Z. (2016). Investigating the effect of trade on development: evaluation and comparison of indicators of per capita income, human development and human progress. *Planning and Budgeting Quarterly*, 3(21), 119-142. [In Persian]
- Barro, R. (1999). Human Capital and Growth in Cross-Country Regression. *Swedish Economic Policy Review*, 6(2), 237-277.
- Carlson, F. & Lundstrom, S.(2002). Economic Freedom an Growth: Decompasing the Effects. Department of Economics, Goteborg University. *Working Paper in Economics*, 112(3-4), 335-344.
- Carvalho, I.C.S.D., Serio, L.C.D., Guimaraes, C.M.C & Furlanetto, K.S. (2020). The Social Progress on The Development of Global Competitiveness *International Business Journal*.
- Cheraghi, B., Torabi, T., Mohammadi, T. & Taqvi, M. (2019). Investigating the factors of non-realization of sustainable economic growth from the perspective of social capital in Iran's economy. *Growth and Development Research Quarterly*, 34 (9), 77-98, [In Persian].
- Dargahi, H. & Qadiri, A. (2003). Analysis of the determinants of Iran's economic growth. *Quarterly Journal of Business Research*. 26(7), 1-33.[In Persian].
- Ershad, H.M. & Haque, M. (2016). Impact of Economic Freedom on the Growth Rate: A Panel Data Analysis. *Economics*, 4(2), 1-15.
- Faisal Sultan Qadri, f. & Abdul Waheed, W. (2011). Human Capital and Economic Growth: Time Series Evidence from Pakistan. *Pakistan Business Review*, (1), 815-833.
- Gujarati, D. (2010). *Basics of Econometrics*, Translated by Hamid Abrishami. Tehran University Publications. [In Persian].
- Hall, J. C. & Lawson, R.A. (2014). Economic Freedom of the World: An Accounting of the Literature Contemporary. *Economic Policy*, 32(1), 1-19.
- Karimova, Sh. (2020). *The Global Social Progress Frontier*, Masters Thesis. Hacettepe University Graduate School of Social Sciences.

- Karimi, M.S., Dourbash, M. & Heydarian, M. (2017). Investigating the role and effects of good governance in Iran's economic growth. *the first international conference on economic planning*. sustainable and balanced regional development, approaches and applications, University of Kurdistan. [In Persian].
- Khodaparast Mashhadi, M., Falahi, M.A. & Ariana, A. (2014). Investigating the effect of social capital and economic freedom on Iran's economic growth. *Research Journal of Macroeconomics*, 17(5), 75-98. [In Persian].
- King, R. & Rebelo, S. (1990). Public Policy and Economic Growth. *Journal of Political Economy*, 98(5), 126-150.
- Kormendi, R. & Meguire, P. (1985). Macroeconomic Determinants of Growth. *Journal of Monetary Economics*, 16(2), 163-141.
- Landau, D. (1985). Government and Economic Growth in the Less Development Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 35(1), 35-75.
- Latifi, Gh. & Qaempour, M.A. (2016). The effect of special economic zones on the welfare and social development of urban and rural areas (case study: Salafchegan Special Economic Zone). *Welfare and Social Development Planning Quarterly*, 27(7), 189-224. [In Persian].
- Lucas, R.E. (1988). On The Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, (22), 3-42.
- Meeusen, W. Broeck, J.V.D. (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 18(2), 435-444.
- Mehrgan, N. & Ashrafzadeh, S.H.R. (2008). *Panel Data Econometrics*. University of Tehran, Cooperative Research Institute. [In Persian].
- Mohamed, E. (2020). Economic, social, and environmental dimensions of development in Sudan. In *Perspectives on Economic Development-Public Policy, Culture, and Economic Development*. London, UK: IntechOpen.
- Motaghi, S. (2017). Investigating the role of social development on economic growth (case study: Iran and Turkey). *Iranian Journal of Social Development Studies*, 3(9), 57-68. [In Persian].
- Nadeem, S., Qaisar, B. & Usman Siddiqi, M. (2018). Relationship of Social Progress Index (SPI) with Gross Domestic Product (GDP PPP Per Capita): The Moderating Role of Corruption Perception Index (CPI). *Pakistan Journal of Engineering Technology and Science (PJETS)*, 7(1), 61-76.
- Namazi, M. & Kermani, E. (2008). The effect of ownership structure on the performance of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Quarterly*, 53(15), 83-100. [In Persian].
- Pitt, M.M. & Lee, L.F. (1981). The Measurement and Sources of technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry. *Journal of Development Economics*, 9(1), 43-64.
- Porter, M. E., Stern, S., & Green, M. (2014). *Social progress index 2014*. Washington, DC: Social Progress Imperative.

- Putnam, R.D. (1993). Social Capital and Public Affairs. *Bulletin of the American Academy of Arts and Sciences*, 47(8), 5-19.
- Razmi, A.A., Razmi, S. & M.J. Shahraki, S. (2009). The effect of economic freedom on economic growth with the institutionalist school approach: a causal investigation. *Knowledge and Development Journal (Scientific-Research)*, 28(16), 127-157. [In Persian].
- Rezai Roshan, H., Rahmani Firouzjah, A., Tehranchian, A.M. & Mohseni, R.A. (2019). The effect of social progress and economic freedom on GDP using panel data method. *Social Welfare Quarterly*, 75(19), 9-54. [In Persian].
- Romer, D. (2004). *Advanced Macroeconomics*, Translated by Mansour Khalili Araghi & Ali Souri. Science and Research Branch of Islamic Azad University.
- Safdari, M., Karim, M.H. & Khosravi, M.R. (2008). Investigating the impact of social capital on Iran's economic growth. *Quantitative economics Quarterly (Former Economic Reviews)*, 2(5), 39-61. [In Persian].
- Salahodjaev, R. & Otajonov, Sh. (2021). The Role of Innovation in Social Progress? An Empirical Exploration. ICFNDS 2021, Dubai.
- Derakhshan, M., Shabani Farani, e. & Renani, M. (2020). *Development Book: A Consolidated Review of Iran's Position in Global Development Indexes, Development Intellectual Survey, Development Observatory Unit* [In Persian].
- Shahabadi, A. & Bahri, Z. (2013). The effect of political stability and economic freedom on the economic growth of selected developed and developing countries. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 16(4), 53-72. [In Persian].
- Souri, A. (2012). *Econometrics with the use of Eviews7*. Tehran: Cultural Publishing House and Noor elm Publishing House. [In Persian].
- Tazri, T., Youssef Beigi, M.H., Alamdar, A.K., Nourollahi, M. & Rostami, A. (2015). Social Progress Index in 2014, Ministry of Labor Cooperation and Social Welfare, Department of Social Welfare, Bureau of Social Welfare Studies, Report No 3, Sadat Publishing. [In Persian].

Social Progress and Economic Growth based on Simultaneous Equations of Panel Data

Seyed Ehsan Hosseinidoust¹
Akbar Khodabakhshiz²
Saeedeh Ahmadi³

Received: 2023/10/11

Accepted: 2023/12/26

Aim and Introduction

Achieving a high GDP requires an answer to the question of the factors that determine GDP. Social progress is one of the important and influential factors on the GDP. The Social Development Index is a scale for measuring social well-being, which is a completely new way of looking at well-being among countries in the world without referring to GDP. On the other hand, considering the fact that economic and social indicators must be improved as preconditions for increased living standards, which would be only possible in the shadow of economic growth, assumes it as a critical component contributing into improvement of social indicators. In this study, the mutual relationship between social progress index and GDP per capita for selected member countries of the Organization of Islamic Cooperation, during the period of 2012-2021 is investigated. The countries studied in this research are: Albania, Algeria, Azerbaijan, Bahrain, Bangladesh, Benin, Cameroon, Egypt, Guinea, Indonesia, Iran, Jordan, Kazakhstan, Kyrgyzstan, Lebanon, Malaysia, Mali, Mozambique, Niger, Nigeria, Oman, Pakistan, Saudi Arabia, Senegal, Tunisia, Turkey and UAE. Since the member countries of the Organization of Islamic Cooperation are developing countries, due to problems such as lack of human skills, inefficiency in production, lack of technological development, as well as the lack of expertise needed to produce and export competitive goods, have not been able to make significant progress in economic growth and development. Therefore, it seems that in these countries, development can be realized with social progress by paying attention to the issue of education and the basic needs of human resources in order to form and develop human capital. Investing more in human power has increased the level of productivity of production factors and technological development, and in this way, it is able to provide the necessary ground for the development of international trade and to achieve higher economic growth.

Methodology

In this research, the statistics related to social progress and GDP per capita in 27 member countries of the Organization of Islamic Cooperation, which are respectively taken from the social progress index and the World Bank in the years 2012 to 2021, have been used. In order to investigate the relationship between

-
1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. (Responsible Author) E-mail: hosseinidoust@basu.ac.ir
 2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. E-mail: akbarkh2006@basu.ac.ir
 3. Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. E-mail: sa.ahmadi1366@gmail.com

social progress and GDP, the simultaneous equation system approach in the form of the three-stage least square method (3SLS) has been applied` using Stata software. In the application of the system of simultaneous equations, it is necessary to have two recognizability conditions, which include the degree and rank condition. For this purpose, before estimating the model, these conditions have been examined first, and then preliminary tests of the model specification, such as the cross-sectional correlation test in the disturbance component, the unit root test of the combined data, the cointegration and endogeneity test have been performed.

Findings

The results of the data estimation over the period showed that in the model of GDP, social progress index, economic freedom and government consumption expenditure have an increasing and significant effect on the GDP per capita of the studied countries. The trade openness variable also has a negative and non-significant effect on GDP per capita. In the model related to the social progress index, the global innovation index, education index and GDP per capita have a positive and significant effect on the social progress index. The urban population variable also has a negative and insignificant effect on the social progress index.

Discussion and Conclusion

The results of the model estimation show that the social progress index variable in the per capita GDP model has the greatest impact on the per capita GDP among other influencing variables. The contribution of social progress into the performance of the economy and development process can be considered through reducing inequality and poverty, increasing market efficiency, economic growth, reducing costs, increasing the efficiency of human resources and capital, creating economic institutions and organizations and improving their performance, and increasing investment and employment, as well as increasing innovation and technology. The results of the estimation of the social progress index model also show the presence of a positive and significant effect of GDP per capita on the social progress index. In other words, with the increase of GDP per capita, many basic human needs such as nutrition and health care, water, health, shelter and personal safety, which is one of the indicators of social progress, are improved. In addition, in the mentioned model, the education index among other influential variables has more weight in influencing the social progress index. In other words, manpower training improves welfare infrastructure as well as opportunities, which are two dimensions of the social progress index. Finally, according to the results obtained from both models, which confirm the existence of a positive and significant relationship between the social progress index and GDP per capita, it can be concluded that there is a complementary relationship between these two variables.

Keywords: Social Progress Index, GDP Per Capita, Endogeneity, System of Simultaneous Equations, Three-stage Least Squares Method (3SLS)

Classification of GEL: A13, B22, B55, C01, C26, E00

بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرایم خشن: شواهدی از استان‌های ایران

غلامرضا زمانیان^۱فرناز دهقان^۲فروزان فلاحتی^۳علی داوری^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۱۷

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۹/۲۳

چکیده

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌منظور تأمین مالی طرح‌های اقتصادی ازجمله مهم‌ترین دغدغه‌های تصمیم‌گیران اقتصادی در جامعه است. در این بین برخی عوامل بنیادی و حیاتی مانند جرم و جنایت در رابطه با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش مؤثری ایفا کرده است. لذا هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و برخی متغیرهای دیگر مانند جمعیت، سرانه تولید ناخالص داخلی، شاخص صنعت، درجه باز بودن اقتصاد، زیرساخت‌ها و جرم در ۳۱ استان کشور طی بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۰ با استفاده از مدل‌های رگرسیونی (پانل دیتا) و نرم‌افزار Eviews است. جهت نیل به این هدف، شش مدل برآورد شده است که به‌ترتیب شامل عامل مؤثر جرم، سرانه تولید ناخالص داخلی، شاخص صنعت، زیرساخت‌ها، درجه باز بودن اقتصاد و متغیر جرم و جنایت است. نتایج برآورد مدل اول بیانگر آن است که متغیر جرم اثر منفی و بی‌معنی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. همچنین نتایج برآوردهای مدل دوم، سوم و ششم تحقیق حاکی از آن است که به‌ترتیب متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی، شاخص صنعت و جمعیت اثر منفی و معنی‌داری با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند. و برآورد دو مدل چهارم و پنجم بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار دو متغیر زیرساخت‌ها و درجه باز بودن اقتصاد است. در نتیجه می‌توان بیان کرد که در مطالعه حاضر جرم و جنایت اثر معنی‌داری بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نداشته است.

واژگان کلیدی: پنل دیتا، جرم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

طبقه‌بندی JEL: H53, H56, C33

۱. دانشیار رشته اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسنده مسئول)
Zamanian@eco.usb.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری رشته اقتصادسنجی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
Dehghan.f73@gmail.com

۳. دانشجوی دکتری رشته اقتصاد پولی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
Foruzanfalajahi@gmail.com

۴. دانشجوی دکتری رشته اقتصاد مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
Alidavari001@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه با گسترش جهانی‌شدن و افزایش رقابت‌های اقتصادی، انباشت سرمایه به‌عنوان یکی از عوامل اصلی فرآیند رشد اقتصادی کشورها مطرح شده است که از طریق منابع داخلی یا خارجی قابل تأمین است. این در حالی است که ناکافی بودن منابع داخلی و نیاز به دانش فنی بالا در برخی از کشورهایی که به دنبال رشد اقتصادی هستند، رویکرد جدی نسبت به این مسئله ایجاد کرده است. همچنین کشورهایی با منابع داخلی محدود، توان گسترش صادرات و کسب سهام از بازارهای جدید را نداشته و نیاز به منابع باثبات برای تأمین سرمایه و خواسته‌های خود را دارند که در این میان جذب سرمایه‌های خارجی یکی از راهکارهای اقتصادی است (چن و همکاران، ۲۰۱۷).

در یک تقسیم‌بندی کلی، سرمایه‌گذاری خارجی را به دو دسته سرمایه‌گذاری غیرمستقیم خارجی^۲ و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی^۳ تقسیم‌بندی می‌کنند. سرمایه‌گذاری مستقیم و غیرمستقیم خارجی بیشتر به‌وسیله بخش خصوصی و در قالب شرکت‌های چندملیتی صورت می‌گیرد و از آن به‌عنوان جریان خصوصی سرمایه یاد می‌شود (ایامسیر اوج، ۲۰۱۶).

سرمایه‌گذاری غیرمستقیم خارجی شامل سرمایه‌گذاری‌هایی است که توسط اشخاص حقیقی و حقوقی خارجی به‌صورت خرید اوراق بهادار یک مؤسسه و شرکت مالی صورت می‌گیرد و طی فرآیند و بدون آنکه شخص کنترلی بر سرمایه خود داشته باشد آن را در اختیار کشور میزبان قرار می‌دهد. این نوع سرمایه‌گذاری شامل معاملات سهام، اوراق قرضه و سپرده‌های بانکی است و صرف مالکیت این‌گونه دارایی‌ها برای سرمایه‌گذار، حق دخالت مؤثر در تصمیم‌گیری‌های مؤسسه را ایجاد نمی‌کند (سخنوره، ۲۰۱۹). همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان یکی از منابع تأمین سرمایه، جذب فناوری و دانش‌روز، افزایش اشتغال، بهبود تراز پرداخت‌ها، افزایش قدرت رقابت، تکمیلی برای پس‌انداز داخلی، پر کردن شکاف پس‌انداز - سرمایه‌گذاری، رفع نیازهای مالی در کشور میزبان، افزایش صادرات، کاهش قیمت‌ها و راه‌حلی برای مقابله با شکاف منابع ارزی شناخته شده است. به‌عبارتی دیگر یکی از راه‌حل‌های فائق آمدن بر معضل کمبود سرمایه در کشورهای در حال توسعه، استفاده از سرمایه‌های انباشت شده در کشورهای توسعه‌یافته از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است (ماکیلا و اوتاراء، ۲۰۱۸). البته باید در نظر داشت که ضعف مدیریت و سیاست‌های ناصحیح در زمینه جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند پیامدهای منفی از قبیل ایجاد ساختار بازار انحصاری

1. Chen et al. (2017)

2. FPI: Foreign Portfolio Investment

3. FDI: Foreign Direct Investment

4. Iamsiraroj

5. Sokhanvar (2019)

6. Makiela & Ouattara (2018)

در بلندمدت، انهدام صنایع با مقیاس تولید کوچک و نیز تشدید بیکاری را نیز به همراه داشته باشد (سیدنورانی و محمدپور، ۱۳۹۷).

با توجه به نقش مهم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و گسترش فرآیند جهانی‌شدن، کشورهای جهان برای جذب این نوع سرمایه‌گذاری‌های وسیعی انجام داده‌اند. در واقع بازار جهانی جذب این سرمایه‌ها بسیار رقابتی شده است. به‌طوری که این رقابت به‌ویژه میان کشورهای درحال توسعه با توجه به لزوم دستیابی سریع به توسعه و کمبود منابع مالی بیشتر شکل گرفته است (زمانی و طیبی، ۱۳۹۹). با این وجود روند جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای جهان یکسان نبوده و برخی از کشورهای توسعه‌یافته به مراتب از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتری برخوردار شده‌اند. ازاین‌رو بیشتر کشورهای جهان حتی کشورهای پیشرفته برای مناسب نمودن بستر ورود سرمایه مستقیم خارجی سعی در شناسایی عوامل مؤثر بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم و انطباق آن با وضعیت خود دارند (جعفری پرویز خانلو و همکاران، ۱۳۹۹). بنابراین شناسایی عوامل مؤثر بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از اهمیت بسزایی برخوردار است. در این میان ایران نیز از چنین تعامل بین‌المللی مستثنی نبوده است. به‌طوری که به‌دلیل کافی نبودن سرمایه‌گذاری‌های داخلی صورت گرفته در قیاس با نیازهای موجود اقتصاد ملی، جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی یکی از راه‌های مفید و مؤثر به‌نظر می‌رسد.

در طی سال‌های اخیر، بخش قابل‌توجهی از مطالعات اقتصادی در ایران به بحث سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از جنبه‌های مختلفی همچون پیش‌نیازها، الزامات، تبعات، جنبه‌های مکانی و جغرافیایی اختصاص یافته است. در بخشی از این مطالعات، عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خارجی مانند نرخ ارز، نرخ تورم، بودجه دولت، درجه باز بودن اقتصاد و حکمرانی دولت مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته‌اند. این در حالی است که تابحال مطالعه‌ای به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرایم اقتصادی در ایران نپرداخته است. از این‌رو هدف مطالعه حاضر بررسی رابطه سرمایه‌گذاری خارجی و جرایم صورت‌گرفته در ۳۱ استان کشور طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۰ با استفاده از مدل‌های رگرسیونی پانل دیتا^۱ و آزمون‌های ایستایی ریشه واحد لوین، لین و چو^۲، ایم، پسران و شین^۳، فیشرف^۴ و فیشره است. مقاله حاضر در پی پاسخ به این دو سؤال است؛ نخست مهم‌ترین عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۳۱ استان کشور کدامند؟ و دوم آیا ارتباطی بین جرم و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود دارد؟

1. Panel Data
2. LLC: Levin & Lin & Chui
3. IPS: Im & Pesaran & Shin
4. Individual root – Fisher – ADF
5. Individual root – Fisher – PP

۲. پیشینه پژوهش

در زمینه بررسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور انجام شده‌است. در ادامه به چند نمونه از مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در این حوزه پرداخته شده‌است.

الف) مطالعات خارجی

گاریگا و همکاران^۱ (۲۰۱۵) در مقاله خود به تجزیه و تحلیل اثرات جرم خشن از نوع جنایی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایالت مکزیک بین سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۱۲ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که اقدامات مربوط به جرم خشن از نوع جنایی و همچنین جرایم سازمان‌یافته به‌طور مستقیم ارتباطی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ندارند با این حال فاکتورهای تئوریزه شده برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (دموکراسی، رشد اقتصادی و سرمایه انسانی) تنها زمانی با نرخ مستقیم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ارتباط دارد که میزان قتل کم باشد.

آگیاپونگ و همکاران^۲ (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای رابطه بین جرائم سازمان‌یافته، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در غنا را بین دوره‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۴ و با استفاده از رویکرد توزیع خود کارگرایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج رگرسیون حاکی از آن است که جرم سازمان‌یافته و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، عوامل مهمی در رشد اقتصادی غنا هستند زیرا از نظر آماری تأثیرات منفی و مثبت قابل توجهی به‌ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی در غنا داشتند. همچنین از نرخ بهره و تورم نیز به‌عنوان دو عامل تأثیرگذار که رابطه منفی و معنی‌داری با رشد اقتصادی دارند، یاد شده‌است.

براون و هیبرت^۳ (۲۰۱۷) در پژوهش خود به بررسی ویژه تأثیر جرم بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بررسی سایر عوامل مؤثر از جمله تولید ناخالص داخلی، زیرساخت‌ها (میزان مصرف برق مشترکین و مخابرات)، باز بودن اقتصاد و جمعیت ۶۲ کشور طی دوره ۱۹۹۷-۲۰۱۲ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که متغیر جرم تأثیر منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. به عبارت دیگر فعالیت‌های مجرمانه توانایی افزایش هزینه‌های تجارت و کاهش تقاضا برای کالاها و خدماتی که در مناطق دارای جرم و جنایت زیاد به فروش می‌رسند را دارند.

کابرال و همکاران^۴ (۲۰۱۸) در مقاله خود به بررسی اثر جرایم مختلف بر ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۳۲ ایالت مکزیک طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۵ پرداختند. متغیر وابسته در مدل مورد بررسی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و متغیرهای مستقل شامل شاخص‌های دولتی (دستمزد واقعی و مصرف برق) و نیروهای اقتصادی کلان (نرخ واقعی ارز و نرخ بهره) است. نتایج حاکی از آن است

1. Garriga et al. (2015)
2. Agyapong et al. (2016)
3. Brown & Hibbert (2017)
4. Cabral et al. (2018)

که تنها جرایمی چون قتل‌ها و سرقت‌ها از نظر آماری تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند.

بلانکو و همکاران^۱ (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های سری‌زمانی ۱۹۹۶-۲۰۱۰ به بررسی عواملی مؤثر نظیر میزان قتل، حکومت، دموکراسی، ریسک سیاسی و درگیری‌های خارجی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در آمریکای لاتین و کارائیب پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر جرم بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بخش و انواع جرایم در نظر گرفته شده بستگی دارد.

راموس و اشبی^۲ (۲۰۲۰) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر جرایم خشن بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایالت مکزیک بین سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۰ پرداختند. نویسندگان در این مقاله بین نقش شدت جرم، خطر جرم و عدم اطمینان جرم تفاوت قائل شده‌اند. پیش‌بینی شده است با افزایش تغییرات، تأثیر منفی شدت جرم بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش می‌یابد.

جیکه و همکاران^۳ (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی اثر جرم و جنایت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیون پانل چندگانه در کشور آفریقای جنوبی بین سال‌های ۱۹۹۴-۲۰۱۹ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در میان متغیرهای موجود در مدل، از جمله ارزش افزوده ناخالص، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، بیکاری و سرمایه انسانی، متغیر جرم به‌عنوان یک متغیر مستقل، تأثیر منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان متغیر وابسته دارد.

ب) مطالعات داخلی

رنجبر و رستمی (۱۳۹۴) در مقاله‌ای عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صنعت نفت و گاز را در سه دسته معیارهای اقتصادی، سیاسی و حقوقی مورد بررسی قرار دادند. براساس نتایج به‌دست آمده از مقاله و به دلیل محدودیت‌ها و موانع اقتصادی، سیاسی و حقوقی موجود در کشور، بیان شده است که استفاده مناسبی از سرمایه‌گذاری خارجی صورت نگرفته است.

سعادت مهر (۱۳۹۶) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۶۸-۱۳۹۳ و روش ARDL به بررسی عواملی مؤثر مانند نرخ تورم، بی‌ثباتی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نقش تحریم‌های اقتصادی پرداختند. نتایج حاکی از آن است که تحریم‌ها تأثیر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران داشته است.

نجاتی و اخباری (۱۳۹۹) با لحاظ شکاف تکنولوژی، اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ۹ کشور منتخب OECD بر بهره‌وری کل عوامل تولید در هشت زیربخش صنعت اقتصاد ایران در دوره زمانی ۹۰-۱۳۸۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که با افزایش شکاف تکنولوژی، اثر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر بهره‌وری زیربخش‌های صنعت کاهش می‌یابد.

علوی و دهمرده (۱۴۰۰) در پژوهشی با استفاده از داده‌های سری‌زمانی دوره ۱۹۸۹-۲۰۱۷ در ایران و آنالیز موجک پیوسته در نرم‌افزار متلب به بررسی میزان اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد بهره‌وری پرداختند. نتایج حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌تنهایی در افق کوتاه‌مدت و میان‌مدت به‌صورت محدود رشد بهره‌وری را تحریک می‌کند. با در نظر گرفتن سرمایه‌انسانی و کیفیت نهادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در افق بلندمدت (بیشتر از ۶ سال) اثرگذاری مستقیم و شدیدی بر رشد بهره‌وری دارد.

بررسی اجمالی مطالعات خارج کشور نشان‌دهنده اهمیت سنجش رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرم است که در ایران کمتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. در پژوهش حاضر تلاش بر آن است که فصل جدیدی از مدل‌های رگرسیونی (پانل دیتا) و آزمون‌های ایستایی ریشه واحد را در سنجش رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرم در سطح استان‌های کشور باز نماییم.

۳. مبانی نظری

دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی از جمله مهم‌ترین اهداف اقتصادی در هر جامعه‌ای است. از منظر اکثر نظریات و الگوهای رشد، تأمین سرمایه عامل کلیدی و محرک در رشد و توسعه اقتصادی قلمداد می‌شود به‌طوری که تمامی کشورها به‌خصوص کشورهای در حال توسعه با درک این واقعیت سعی در تجهیز این منابع به‌منظور استفاده در فرآیندهای توسعه‌محور دارند. حال امروزه گزینه استقراض‌های قرضی در جهت تأمین منابع مالی به دلیل بحران‌های ناشی از بازپرداخت آن جای خود را به سرمایه‌گذاری‌های خارجی داده است، چراکه سرمایه‌گذاری‌های خارجی علاوه بر تأمین مالی پروژه‌ها، اثرات مثبت زیادی بر شاخص‌های اقتصادی دارند (آلوارادو و همکاران، ۲۰۱۷).

طبق گزارش بیان شده از کنفرانس تجارت و توسعه سازمان ملل^۱، سرمایه‌گذاری خارجی عبارت است از سرمایه‌گذاری که متضمن روابط اقتصادی بلندمدت بوده و نشان‌دهنده منافع پایدار و کنترل واحد اقتصادی مقیم یک کشور بر واحد اقتصادی مقیم کشور دیگر است. از نگاه این گزارش، یکی از آثارهای مهم سرمایه‌گذاری خارجی، ایجاد پیوند و ارتباط میان کشورها و اقتصاد بین‌الملل است. از این‌رو چنانچه امنیت سرمایه‌گذاری و بستر قانونی لازم در کشورهای در حال توسعه و اقتصاد آن‌ها فراهم شود، سرمایه‌گذاران بین‌المللی میل و رغبت بیشتری برای حضور در این بازارها پیدا خواهند کرد (راموس و اشبی، ۲۰۱۷).

با توجه به دیدگاه‌های موجود در مورد سرمایه‌گذاری‌ها، نئوکلاسیک‌ها معتقدند که از میان سرمایه‌گذاری‌های خارجی، سرمایه‌گذاری مستقیم به‌عنوان یک عامل اساسی در روند توسعه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است به‌طوری که به پس‌انداز ملی و رشد سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه کمک می‌کند. از مهم‌ترین وجه تمایز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با دیگر انواع سرمایه‌گذاری‌ها می‌توان به میزان مشارکت و درجه کنترل سرمایه‌گذاری، سود و زیان‌هایی که متوجه سرمایه‌گذار

1. Alvarado et al. (2017)

2. UNCTAD: United Nation Conference on Trade and Development

است، اشاره نمود. علاوه بر این، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتقال فناوری‌های روزآمد و دانش فنی پیشرفته در کشور میزبان اثر می‌گذارد به‌طوری که به تدریج به بالا بردن قابلیت‌های فناوری در کشور میزبان کمک می‌نماید (حنیف و همکاران، ۱۹۲۰). از این‌رو سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نه تنها می‌تواند منبع تشکیل سرمایه باشد بلکه می‌تواند به‌عنوان وسیله انتقال تکنولوژی و تولید، مهارت‌ها، نوآوری و قراردادهای مدیریتی و سازمانی میان طرفین باشد و به‌عنوان وسیله‌ای جهت دستیابی به شبکه بازاریابی بین‌المللی عمل نماید (سیزیلسکا و کلتونیاک، ۲۰۱۷).

با این وجود و با توجه به نقش مهمی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد و توسعه اقتصادی ایفا می‌کند بسیاری از کشورهای در حال توسعه تلاش می‌کنند تا با اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب و از طریق سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی، زمینه افزایش سطح اشتغال و ایجاد رشد مستمر پایدار را فراهم کنند. چنین کشورهایی پس از تشویق سرمایه‌گذاری داخلی از طریق پیگیری سیاست‌های اشتغال و هماهنگ شده با سایر سیاست‌های اقتصادی و با اعطای امتیازات ویژه به پروژه‌های مهم صنعتی و تجاری در صدد ایجاد فضایی مناسب برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برمی‌آیند (اووزمیرادوفو همکاران، ۲۰۲۱). این در حالی است که مخالفین نظریه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نئوکلاسیک‌ها معتقدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صورتی می‌تواند نقش مثبت ایفا کند که شرایطی مثبت مانند نظام قانونی مؤثر، حداقل رانت‌خواری، فساد مالی در جامعه و ثبات سیاسی در کشور واردکننده سرمایه خارجی نیز موجود باشد (پراون و هیبرت، ۲۰۱۷). واضح است که چنین شرایطی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه موجود نیست و علاوه بر این مخالفین نظریه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نئوکلاسیک‌ها معتقدند، سرمایه مستقیم خارجی باعث افت سرمایه‌گذاری داخلی شده و شرکت‌های چندملیتی با استفاده از سیستم انتقال قیمت می‌توانند از کشور واردکننده رانت دریافت نموده و از درآمد مالیاتی دولت کشور مهمان بکاهند. همچنین برخی دیگر بر این باورند که در کشورهای در حال توسعه امنیت سرمایه عملاً توسط بوروکراسی دولتی تهدید می‌شود لذا تنها راه مبارزه با این وضعیت امنیت قضایی در کشورهای در حال توسعه است و مادامی که امنیت قضایی در کشورهای در حال توسعه فراهم نشود نه تنها سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شکل نمی‌گیرد بلکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ابزاری برای غارت کشورهای جهان سوم نیز قلمداد می‌شود (محسنی و همکاران، ۱۳۹۹). با این تفسیر و با توجه به کانال‌های بسیار مهم از جمله بی‌ثباتی نهادهای دولتی می‌توان از جرم اقتصادی به‌عنوان عاملی تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یاد کرد.

جرم عمل یا مصداقی از سهل‌انگاری و خلاف قانون است و از جمله مهم‌ترین خطرهایی به‌شمار می‌رود که جامعه جهانی را تهدید می‌کند. به‌طور کلی جرائم تهدیدی نسبت به کشورها و جوامع

است که این جرائم موجب ضعف دولت‌ها، مانع از رشد اقتصادی و تضعیف تلاش‌های سازمان ملل در زمینه برقراری صلح می‌شود و خسارات ناشی از آن تأثیر منفی قابل توجهی بر رفاه جامعه دارد که می‌تواند موانع جدی برای ایجاد و حفظ توسعه اقتصادی ایجاد کند (آگیاپونگ و همکاران، ۲۰۱۶). براساس تقسیم‌بندی نیکلا کلو، حقوق‌دان - جرم‌شناس سوئیسی، جرم را می‌توان به پنج دسته طبقه‌بندی کرد که گستردگی این فعالیت‌ها را نشان می‌دهد (بلانکو و همکاران، ۲۰۱۶):

- ارتکاب فعالیت مجرمانه اصلی (مانند تجارت مواد مخدر یا سلاح)؛
- وسیله‌ای برای نابود کردن رقیب (قتل، ترور و غیره)؛
- اشکال مقابله با افشا و کشف جرم رشوه، فساد مالی و غیره؛
- جرایم ارتكابی برای حفظ سرمایه ناشی از ارتکاب جنایت (مانند فرار از مالیات)؛
- فعالیت‌هایی برای مشروع جلوه دادن فعالیت‌های مجرمانه (مثل ایجاد مؤسسات و شرکت‌های واهی).

فعالیت‌های مجرمانه ریسک و عدم اطمینان را به ارمغان می‌آورند که این امر می‌تواند هزینه مورد انتظار برای سرمایه‌گذاران مستقیم خارجی را افزایش دهد و پیامدهای جدی برای شرکت‌ها و دولت‌ها از جمله زیرساخت‌های آسیب‌دیده، تقاضای ناپایدار بازار، هزینه‌های امنیتی بالا، بیمه و سایر هزینه‌های حقوقی داشته باشد (بلانکو و همکاران، ۲۰۱۹). علاوه بر این جرم می‌تواند تأثیر زیادی بر ثبات نهادی و فضای کلی تجارت داشته باشد. از میان جرایم، جرایم سازمان یافته، می‌توانند تأثیر منفی به خصوصی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته باشند. جرایم سازمان یافته به فعالیت‌های غیرقانونی اشاره دارد که توسط گروه‌های منسجم و هماهنگ انجام می‌شود. این گروه‌ها معمولاً با هدف کسب منافع مادی یا قدرت، به ارتکاب جرایم مستمر می‌پردازند. این جرایم می‌توانند شامل موارد مختلفی باشند، از جمله سرقت محموله، کلاهبرداری، سرقت، آدم‌ربایی برای باج باشند. این جرایم می‌توانند توسط سازمان‌های جنایی مختلف انجام شوند؛ از جمله مافیا، باندهای اوباش، یا سندیکا‌های جنایتکار. این سازمان‌ها ممکن است در برخی موارد به طور کاملاً منظم عمل کنند. به‌طور کلی، جرایم سازمان یافته می‌توانند تأثیر منفی بزرگی بر امنیت و پایداری یک جامعه داشته باشند.

برخی تحقیقات نشان داده‌اند که جرایم سازمان یافته می‌توانند سرمایه‌گذاری خارجی را در بخش‌هایی مانند خدمات مالی، تجارت و کشاورزی کاهش دهند. با این حال، در بخش‌هایی مانند نفت و معدن، افزایش جرم با افزایش سرمایه‌گذاری مرتبط است. در بخش تولید، جرم سازمان یافته تأثیری بر سرمایه‌گذاری خارجی ندارد. به‌طور کلی، جرایم و ناامنی می‌توانند محیط کسب و کار را ناپایدار کنند و باعث شوند سرمایه‌گذاران خارجی از سرمایه‌گذاری در کشور خودداری کنند. که این امر می‌تواند منجر به کاهش رشد اقتصادی شود. بنابراین، ایجاد محیط امن و پایدار برای سرمایه‌گذاری از اهمیت بالایی برخوردار است.

رابطه بین جرم، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ادبیات دانشگاهی اهمیت یافته است و بسیاری سعی در تخمین هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم جرم بر جامعه دارند. در نتیجه میزان مطالعاتی که رابطه تأثیر جرم بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی را بررسی می‌کنند، در حال افزایش است. با این وجود، نتایج بسیاری نشان می‌دهد که نتیجه‌گیری روشنی در مورد ارتباط بین آنها تعریف نشده است همچنین بسیاری از مطالعات گزارش می‌دهند که جرم تأثیر منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد، در حالی که دیگر مطالعات نشان می‌دهند که این اثر نامشخص یا حتی وجود ندارد (کابرال و همکاران، ۲۰۱۹). حال مقاله حاضر سعی دارد به طور دقیق‌تر به ارزیابی رابطه بین جرم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بپردازد.

۴. روش‌شناسی پژوهش و پایه‌های آماری

باتوجه به مبانی نظری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرم و مطالعه انجام شده توسط دانیاله و دانیل و مارانی ۱ در سال ۲۰۰۸، مدل رگرسیونی (پانل دیتا) و آزمون ایستایی زیر جهت بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرم در نظر گرفته شده است.

$$FDI_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{i,t-1} + \beta_2 Crime_{i,t-1} + W_{it} \quad (1)$$

در رابطه (۱) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان متغیر وابسته، تابعی از متغیرهای مستقل $(X_{i,t-1})$ مانند جمعیت هر استان، سرانه تولید ناخالص داخلی هر استان، شاخص صنعت، درجه باز بودن اقتصاد منطقه، شاخص زیرساخت‌های هر استان و متغیر جرم و جنایت $(Crime_{i,t-1})$ است. همچنین α به‌عنوان عرض از مبدأ و پارامتر W_{it} به‌عنوان عبارت خطا در نظر گرفته شده است، که معادل است با:

$$W_{it} = \varepsilon_i + U_{i,t} \quad (2)$$

مطابق رابطه (۲)، ε_i جز خطا برای مقطع خاص یا افراد خاص و $U_{i,t}$ جز خطا برای داده‌های سری‌زمانی است. همچنین I نشان‌دهنده ۳۱ استان ایران و t نشان‌دهنده زمان مورد بررسی است. با توجه به متغیرهای مذکور، مدل اقتصادسنجی برآورد شده به‌صورت رابطه (۳) است:

$$FDI_{it} = \alpha_i + \beta_1 POP_{i,t} + \beta_2 GDP_{i,t} + \beta_3 IND_{i,t} + \beta_4 OPEN_{i,t} + \beta_5 INFRAC_{i,t} + \beta_6 Crime_{i,t} + W_{i,t} \quad (3)$$

در ادامه به شرح استدلال نظری در رابطه با استفاده متغیرها در مدل و نحوه گردآوری آن‌ها پرداخته شده است.

- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI): منظور از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۳۱ استان ایران به‌صورت خالص است. که در پژوهش حاضر به‌عنوان متغیر وابسته معرفی شده است. اخیراً آمار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در استان‌های ایران توسط سازمان سرمایه‌گذاری و کمک‌های اقتصادی و فنی ایران منتشر شده است؛

- جمعیت هر استان (POP): رشد روزافزون جمعیت و افزایش رشد شهرنشینی عاملی برای ایجاد ناامنی‌ها و ناآرامی در سطح هر منطقه است که این خود موجب بروز جرم در دهه اخیر به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه شده و این پرسش را مطرح کرده است که برای ساماندهی اقتصادی و کاهش جرم، برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌ها در چه جهتی باید صورت گیرد؟ (سیدنورانی و همکاران، ۱۳۹۹). در این زمینه از آمارهای جمعیتی ارائه شده برای هر استان در سالنامه آماری مرکز آمار ایران استفاده شده است؛
- سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP): اطلاعات مربوط به برخی از پژوهش‌ها حاکی از آن است که نرخ جرم و جنایت به همراه افزایش GDP کشور و سرانه GDP در حال افزایش است. که این دلیل توجیهی، کافی است تا به بررسی این احتمال پرداخت که FDI می‌تواند به رشد اقتصادی کمک نماید اما تنها به نفع برخی مناطق، بخش‌ها و گروه‌های مردمی عمل کرده و باعث افزایش فاصله درآمدها و نابرابری در فرصت‌های شغلی شده و به‌طور غیرمستقیم نرخ جرم و جنایت را در جامعه افزایش می‌دهد (جوادخانی، ۱۳۹۱). بدین ترتیب در این پژوهش از اطلاعات تولید ناخالص داخلی منتشر شده توسط مرکز آمار ایران استفاده شده است؛
- شاخص صنعت هر استان (IND): شاخص تولید صنعتی از شاخص‌های اقتصادی است که خروجی تولید واقعی از تولید صنعتی (معدن، ساخت و آب و برق) را محاسبه می‌نماید. به عبارت دیگر در بخش‌های صنعتی شرکت‌های تولیدی و صنعتی نظیر مخابرات، خودروسازی، سیمان، پتروشیمی و غیره قرار دارند. شاخص صنعت نشان‌دهنده میانگین تغییرات قیمت سهام شرکت‌های فعال در بخش صنعت است، که بزرگ بودن سهم آن نشان‌دهنده بزرگ بودن بازار سرمایه این کشورها است. (رئوفی و قلم‌زن نیکو، ۱۳۹۰). برای دستیابی به آمارهای این شاخص از آمارهای مربوط به سرمایه‌گذاری پروانه‌های بهره‌برداری صادره در هر استان که در سالنامه آماری مرکز آمار ایران منتشر شده، استفاده شده است؛
- درجه باز بودن اقتصاد (OPEN): در ادبیات موجود، از مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات استانی که سهمی از GDP است به‌عنوان درجه باز بودن اقتصاد یاد شده است. باز بودن اقتصاد دو اثر متضاد دارد؛ نخست موجب توسعه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با جهت صادراتی می‌شود و دوم اثر منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با جهت بازاری دارد (کاظمی، ۱۳۹۳). در مطالعه حاضر، اطلاعات مورد نیاز این متغیر از آمارهای موجود در سالنامه مرکز آمار ایران حاصل شده است؛
- زیرساخت‌های هر استان (INFRAC): زیر بناهای یک کشور در ایجاد محیط اقتصادی مناسب برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اهمیت اساسی دارد. سرمایه‌گذاران خارجی اقتصادهایی را ترجیح می‌دهند که دارای شبکه توسعه یافته‌ای از جاده‌ها، فرودگاه‌ها، عرضه

آب، عرضه بدون وقفه انرژی، تلفن و اینترنت باشد. زیرساخت‌های ضعیف، هزینه فعالیت‌های اقتصادی را افزایش و نرخ بازدهی سرمایه را کاهش می‌دهد (سعادت‌مهر، ۱۳۹۶). در مطالعه حاضر و با توجه به محدودیت دسترسی به آمارهای مورد نیاز مانند عدم وجود اطلاعات در تمام سال‌های مورد بررسی برای ۳۱ استان کشور از تعداد مشترکین برق استان‌های کشور به عنوان یک زیرساخت براساس آمارهای منتشر شده در سالنامه‌های آماری ایران استفاده شده است؛

- جرایم هر استان (Crime): جرم و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دو متغیری هستند که با یکدیگر در ارتباط می‌باشند. به‌طوری که جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در برخی کشورها باعث رشد نابرابر اقتصادی می‌شود که این خود عاملی برای افزایش نابرابری درآمدها و ناآرامی‌های اجتماعی و در ادامه پیامدهای ناشی از افزایش ناگهانی نرخ جرم و جنایت است (جوادخانی، ۱۳۹۱). آمارهای این شاخص که مربوط به پرونده‌های تشکیل شده در حوزه استحقاقی نیروی انتظامی جمهوری اسلامی ایران برحسب موضوع (یعنی قتل عمد، قتل غیر عمد، مرگ‌های اتفاقی، تهدید، اجبار و اکراه، تظاهر به چاقوکشی و مسموم کردن عمدی) است توسط سالنامه‌های آماری کشور و برای هر استان ارائه شده است. در محاسبات از مجموع داده‌های پارامتر جرم که شامل مواردی چون؛ قتل عمد، قتل غیر عمد، مرگ‌های اتفاقی، تهدید، اجبار و اکراه، تظاهر به چاقوکشی و مسموم کردن عمدی است در هر استان استفاده شده است.

جدول (۱) بیانگر آمار توصیفی متغیر جرم (قتل عمد، قتل غیر عمد، مرگ‌های اتفاقی، تهدید، اجبار و اکراه، تظاهر به چاقوکشی و مسموم کردن عمدی) در ۳۱ استان کشور طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۰ است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیر جرم در ۳۱ استان کشور طی دوره‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۰

متغیر	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکسیمم
آذربایجان شرقی	61248/86	82134/55	3296	255989
آذربایجان غربی	42974	66569/19	2238	204796
اردبیل	17487/29	17508/33	4934	57339
اصفهان	33078	30972/10	3992	95341
البرز	85482/43	86820/97	7412	268992
ایلام	18491/29	21072/99	30	68675
بوشهر	8643/429	7490/27	236	25336
تهران	64238/86	45211/30	10323	137051
چهارمحال و بختیاری	13034/14	9874/98	3396	36193
خراسان جنوبی	19317	18187/96	2245	47936

متغیر	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکسیمم
خراسان رضوی	459330/3	980261/86	4638	2857834
خراسان شمالی	8086/429	4137/27	2526	15350
خوزستان	36834	43528/48	186	123989
زنجان	14839.14	14778/07	2995	49716
سمنان	26930.57	27563/46	4910	85240
سیستان و بلوچستان	18667.86	11932/06	8699	47068
فارس	37435.14	28979/38	5224	101561
قزوین	8838/286	3917/74	338	12811
قم	35167/71	27432/51	1624	79541
کردستان	17223/57	22778/95	562	71559
کرمان	1076156	2556386/49	1501	7337558
کرمانشاه	20214/14	21530/77	89	68137
کهگلویه و بویر احمد	10954/86	7935/92	121	24596
گلستان	21678/71	27596/14	700	88274
گیلان	16293.43	13150/51	1415	42282
لرستان	13619/57	10988/17	387	34642
مازندران	142557/9	294920/80	2013	864443
مرکزی	30253/57	35329/38	1908	110804
هرمزگان	23108	28538/85	688	89924
همدان	220343/3	327542/65	3693	864443
یزد	9481/857	10997/83	358	29333

(منبع: یافته‌های پژوهش)

آمار توصیفی موجود در جدول (۱) حاکی از آن است که استان خراسان شمالی و کرمان به ترتیب با میزان ۸۰۸۶/۸۲۰ و ۱۰۷۶،۱۵۶ کمترین و بیشترین میانگین انواع جرم را در بین سایر استان‌ها طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۰ خود اختصاص داده‌اند. از طرفی استان ایلام و کرمان به ترتیب کمترین و بیشترین جرم را در بین سایر استان‌ها طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۴۰۰ به خود اختصاص داده‌اند

۵. نتایج

در تخمین مدل‌های رگرسیون به صورت سری‌های زمانی، بررسی ایستایی متغیرها دارای اهمیت است که بدین منظور در مطالعه حاضر از آزمون‌های لوین، لین و چو، ایم، پسران و شین، فیشر و فیشر استفاده شده است.

مقادیر آماره‌های هر آزمون در جدول شماره (۲) ارائه شده و بیانگر آن است که به جز متغیرهای مربوط به سرانه تولید ناخالص داخلی و میزان باز بودن تجاری که در تفاضل مرتبه اول پایا شده‌اند.

و سایر متغیرهای مورد بررسی در سطح پایا بوده‌اند. بدین صورت ایستایی تمامی متغیرها تأیید شده است. به عبارتی دیگر چون دو متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی و میزان باز بودن تجاری در سطح مانا نبودند در ابتدا از داده‌های این دو متغیر لگاریتم گرفته و سپس با استانداردسازی مجدد داده‌ها، آن‌ها را وارد مدل می‌کنیم.

جدول ۲: نتایج آزمون بررسی ایستایی متغیرها براساس آزمون‌های مختلف

درجه پایایی	آزمون‌ها				نام متغیرها
	PP-Fisher Chi-Square	ADF-fisher Chi-square	Im, Pesaran and Shin W-stat	Levin,lin cho-stat	
I(0)	89/98 0/0005	79/21 0/0053	3/51 0/0002	-13/06 0/000	FDI
I(0)	296/851 0/000	206/17 0/000	-17/73 0/000	-79/29 0/000	POP
I(0)	103/35 0/0004	78/13 0/05	-	-11/96 0/000	GDP
I(0)	120/36 0/000	95/71 0/0039	-4/64 0/000	-24/28 0/000	IND
I(0)	69/50 0/0026	69/10 0/0092	-	-16/25 0/000	OPEN
I(0)	325/064 0/000	299/25 0/000	-48/35 0/000	-23/09 0/000	INFRACT
I(0)	110/37 0/0002	100/27 0/0015	-4/81 0/000	-22/39 0/000	Crime

(منبع: یافته‌های پژوهش)

در مطالعه حاضر به منظور برآورد مدل از روش اقتصادسنجی پانل (تابلویی) دیتا در نرم‌افزار Eviews استفاده شده است. شایان گفتن است که در این مطالعه برای برخی متغیرها و مطابق آزمون‌های ذکر شده از تبدیل لگاریتمی استفاده شده است. پس از بررسی پایایی متغیرها، آزمون‌های F، هاسمن^۱، واریانس ناهمسانی، خود همبستگی و خطی به عنوان آزمون‌های متداول در این حوزه استفاده شده است. در ادامه نتایج این آزمون‌ها ارائه و تحلیل شده است.

۵-۱. آزمون F

برای بررسی اینکه کدام یک از مدل‌های ترکیبی^۲ یا تابلویی برای برآورد مدل‌های رگرسیونی تحقیق مناسب است از آزمون F استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۳) نشان داده شده است. چون سطح معنی‌داری آزمون F برای مدل کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین این آزمون نشان می‌دهد که مدل تابلویی برای برآورد مدل مورد نظر مناسب است.

جدول ۳: نتایج آزمون F لیمر در مدل مورد بررسی

آزمون اثر ثابت	آماره F	درجه آزادی	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
Cross-section F	10/017	(30,117)	0/000	رد فرض صفر آزمون F لیمر
Cross-section Chi-square	195/91	30	0/000	

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵-۲. آزمون هاسمن

در مدل برآورد با داده‌های پانلی نیز دو روش برآورد اثرات ثابت و تصادفی وجود دارد که برای تعیین برآورد پارامترهای مدل در این قسمت از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتیجه آزمون هاسمن برای گزینش بین اثرات ثابت و تصادفی مدل در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به اینکه سطح معنی داری آزمون هاسمن برای مدل کمتر از ۰/۰۵ است بنابراین فرض مناسب بودن اثرات تصادفی در مدل اول رد می‌شود و برای برآورد مدل رگرسیونی از روش پانلی با اثرات ثابت استفاده می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون هاسمن در مدل مورد بررسی

آزمون هاسمن	آماره Chi-sq	Chi-Sq. d.f	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
Cross-section random	51/310	6	0/000	رد فرض صفر آزمون-هاسمن

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵-۳. آزمون واریانس ناهمسانی^۱

یکی از فروض کلاسیک رگرسیون، فرض واریانس همسانی است، اگر جمله خطا دارای واریانس ثابت نباشد، آن را «واریانس ناهمسانی» می‌گویند که در مقابل «واریانس همسانی» قرار می‌گیرد. فرض صفر در این آزمون بیانگر وجود واریانس همسان (عدم وجود واریانس ناهمسانی) بین اجزای اخلاص است و فرض مقابل عدم وجود همسانی واریانس (وجود واریانس ناهمسانی) را بیان می‌کند. در صورت وجود ناهمسانی واریانس (آماره $p \leq 0/05$ باشد) برای برآورد مدل باید از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته استفاده شود. آزمون Breusch-Pagan-Godfrey برای بررسی واریانس ناهمسانی انجام می‌گیرد. با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول (۵) مشاهده می‌شود که در رگرسیون مورد بررسی واریانس همسانی یا عدم وجود واریانس ناهمسانی تأیید می‌شود.

جدول ۵: نتایج آزمون واریانس ناهمسانی در مدل مورد بررسی

آزمون	آماره	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
Breusch-Pagan-Godfrey Test	0/133	0/874	پذیرش فرض صفر آزمون

(منبع: یافته‌های پژوهش)

1. Heteroskedasticity variance
2. Homogeneity variance

۵-۴. آزمون همبستگی خودهمبستگی^۱

عدم خودهمبستگی بین جملات خطای یکی از فروض کلاسیک است. همبستگی خطاها با یکدیگر را در اصطلاح «خودهمبستگی» می‌گویند. اگر خودهمبستگی وجود داشته و نادیده گرفته شود، تخمین ضرایب بدون تورش، ولی ناکارا است. این ناکارایی حتی در نمونه‌های بزرگ نیز از بین نمی‌رود و انحراف معیار دارای خطا بوده و این امر نیز منجر به استنتاج‌های نادرست خواهد شد.

برای آزمون خودهمبستگی در این پژوهش از آزمون ارائه‌شده توسط وولدریج^۲ استفاده می‌شود، در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی و فرضیه مقابل آن نیز نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی است. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول شماره (۶)، احتمال آماره این آزمون، بیشتر از ۰/۰۵ است پس فرضیه صفر پذیرفته شده و جملات باقیمانده خودهمبستگی ندارند.

جدول ۶: نتایج آزمون خودهمبستگی در مدل مورد بررسی

آزمون	آماره	سطح معنی داری	نتیجه آزمون
Breusch-Pagan-Godfrey Serial Correlation LM Test	0/324	0/1020	پذیرش فرض صفر آزمون

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۵-۵. آزمون همبستگی هم خطی

هم خطی در مدل، وابستگی شدید متغیرهای مستقل را به یکدیگر بیان می‌کند. به عبارتی دیگر در صورت هم خطی بین متغیرها وجود دارد که یکی از متغیرهای مستقل، رابطه ریاضی مستقیمی با متغیر مستقل دیگر داشته باشد. در این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم خطی و فرضیه مقابل آن نیز نشان‌دهنده وجود هم خطی است. به طوری که اگر مقادیر بزرگ‌تر از ۱۰ باشند، یعنی بین متغیرهای مستقل موجود در رگرسیون مشکل هم خطی وجود دارد. که برای رفع این مشکل، روش‌هایی مانند بیشتر کردن تعداد نمونه، Log یا Ln از متغیرهایی که دچار هم خطی هستند، کنار گذاشتن یکی از متغیرهایی است که ایجاد هم خطی با متغیر مستقل دیگر می‌کند، وجود دارد. در مقابل اگر آماره تخمین حاصل شده از تخمین کمتر از ۱۰ باشد، یعنی مشکل هم خطی در رگرسیون وجود ندارد. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۷)، احتمال آماره این آزمون، برای متغیرهایی مانند سرانه تولید ناخالص داخلی، زیرساخت‌های و جرم هر استان بیشتر از ۱۰ است پس فرضیه صفر پذیرفته شده و مشکل هم خطی وجود ندارد اما برای متغیرهای جمعیت، شاخص صنعت و درجه باز بودن هر استان مشکل هم خطی وجود دارد و فرضیه صفر رد می‌شود.

جدول ۷: نتایج آزمون هم‌خطی در مدل مورد بررسی

متغیرها	آماره	نتیجه آزمون
POP	11/4786	رد فرضیه صفر
GDP	3/7375	پذیرش فرضیه صفر
IND	28/1721	رد فرضیه صفر
OPEN	22/5675	رد فرضیه صفر
INFRACT	6/8492	پذیرش فرضیه صفر
Crime	2/4852	پذیرش فرضیه صفر

(منبع: یافته‌های پژوهش)

پس از انجام آزمون‌های ابتدایی مختص مدل‌های سری‌زمانی، در این مرحله برای تخمین مدل مورد بررسی مبنی بر بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرایم سازمان‌یافته به‌صورت جدول (۸) عمل شده است به‌طوری که ابتدا رابطه جرم و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی آزمون شده است و سپس برای کامل شدن مدل، هر یک از متغیرهای کنترل مورد بررسی به ترتیب به مدل وارد شده‌اند.

نتایج حاکی از آزمون مدل اول تنها نشان‌دهنده رابطه منفی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرم است که از نظر آماری معنی‌دار نیست. به عبارتی با افزایش جرم، قدرت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در هر استان کاهش می‌یابد، اما این رابطه از نظر آماری معنادار نیست. نتایج مدل دوم بیانگر آن است که لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معنی‌داری بر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. به عبارتی با افزایش تولید ناخالص داخلی در هر استان میزان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کاهش می‌یابد که این رابطه از نظر آماری معنادار می‌باشد. در مدل سوم علاوه بر تولید ناخالص داخلی، لگاریتم میزان سرمایه‌گذاری پروانه‌های بهره‌برداری صادره در هر استان به‌عنوان شاخص صنعت هر استان به مدل وارد شده است که اثری منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. در حالی که انتظار می‌رفت با افزایش شاخص‌های صنعت که به نوعی بیانگر رونق این بخش است، سرمایه‌گذاران خارجی تمایل بیشتری برای سرمایه‌گذاری داشته باشند. این در حالی است که با وجود اضافه نمودن این متغیر به مدل، متغیرهای جرم و سرانه تولید ناخالص داخلی هم‌چنان اثر منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند که این تأثیر نیز در مورد جرم معنی‌دار نیست. در مدل چهارم، متغیر مربوط به زیرساخت‌های کشور که در این مطالعه میزان مشترکین برق هر استان است، تأثیر مثبت و معنی‌دار دارد و با وارد نمودن متغیر زیرساخت‌ها، تأثیر سایر متغیرها همانند قبل است. متغیر درجه باز بودن اقتصاد در مدل پنجم بیانگر تأثیر مثبت و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است، و نشان می‌دهد که هرچه کشور از شرایط مناسب‌تری برای تجارت با سایر کشورها برخوردار باشد، تمایل به سرمایه‌گذاری در کشور نیز افزایش یافته و جذب سرمایه‌های مستقیم خارجی نیز بیشتر است. اما در این مدل متغیر جرم تأثیر معنی‌داری

را نشان نمی‌دهد. همچنین متغیرهای سرانه تولید ناخالص داخلی و شاخص صنعت تأثیر منفی و معنی‌دار و متغیر زیرساخت‌ها نیز اثر مثبت و معنی‌داری را بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند. و در مدل نهایی که متغیر جمعیت وارد شده‌است، نتایج حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار جمعیت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. به عبارتی با افزایش جمعیت، قدرت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم در هر استان کاهش می‌یابد.

در همه مدل‌های مورد بررسی احتمال مربوط به مدل که در سطر آخر جدول (۴) نشان داده شده است بیانگر معنی‌داری مدل است. به عبارتی مقادیر آزمون‌های ضریب تعیین (R^2) که قدرت توضیح‌دهندگی مدل توسط متغیرهای موجود را نشان می‌دهد، حاکی از آن است که ۷۹-۷۲ درصد از تغییرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. همچنین مقادیر آزمون دوربین و اتسون نشان‌دهنده همبستگی مثبت بین متغیرهای مورد بررسی در شش مدل است.

جدول ۸: نتایج تخمین مدل مورد بررسی

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم	مدل ششم
Constant	131856 (4/57)**	1896092 (2/18)**	4138689 (4/69)**	3503790 (3/78)**	3058643 (3/30)**	7528851 (0/96)
Crime	-5/65 (-0/80)	-2/58 (-0/36)	-5/17 (0/81)	-6/36 (-1/00)	-5/39 (-0/97)	-4/99 (-0/79)
LGDP		- 94207/15 (-2/03)*	- 1154773/9 (-2/76)**	-128210/2 (-3/07)**	-93298/86 (-1/99)**	-59827/66 (-0/82)
LIND			124982/0 (-5/46)**	-130229/4 (-5/75)**	-136588/1 (-6/11)**	-136733/2 (-6/10)*
INFRACTL				72404/33 (2/01)*	61379/69 1/72*	56364/97 (1/53)
Open					1992162/61 (2/43)**	1962840/0 (2/38)**
Lpop						669916/6 (-5/7)
Dorbin- Watson	1/56	1/60	0/79	1/54	1/58	1/58
R^2	0/72	0/72	0/76	0/78	0/79	0/79
F-Statistic	13/70	13/75	17/32	17/45	17/83	17/24
Prob	0/000					

۶. بحث و نتیجه‌گیری

نظر به اینکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش مهمی در رفع شکاف پس‌انداز - سرمایه‌گذاری، انتقال تکنولوژی، دانش فنی، تکنیک‌های جدید مدیریتی و توسعه و رشد اقتصادی ایفا می‌کند، در میان کشورهای جهان رقابت شدیدی برای جذب آن وجود دارد. بنابراین، هر کشور با توجه به موقعیت اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی خود تلاش می‌کند که راه‌های جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را شناسایی و موانع و مشکلات آن را برطرف نماید.

عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متعدد است. به‌طوری که جذب آن به کل عوامل اقتصادی و درمجموع به کل سیستم و ساختارهای اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی وابسته است، اما در هر کشور تعدادی عوامل نقش اصلی و تعیین‌کننده در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر عهده دارند. در مطالعه حاضر و به‌منظور بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و جرایم، شش متغیر جمعیت، سرانه تولید ناخالص داخلی، شاخص صنعت، درجه باز بودن اقتصاد، زیرساخت‌ها و جرایم هر استان به‌عنوان عوامل اصلی و مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مشخص شده‌اند که هر یک به‌نحوی به سیاست‌گذاری‌های دولتی مربوط می‌شوند.

نتایج به‌دست آمده از مطالعه حاضر حاکی از آن است که اگرچه مطابق انتظار، شاهد رابطه منفی بین جرم و جذب سرمایه‌گذاری خارجی هستیم، این تأثیر از نظر آماری معنی‌دار نیست. با توجه به تعدد عواملی که در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثر هستند، می‌توان خاطرنشان کرد که عواملی نظیر نرخ ارز، تورم، سرمایه‌انسانی و اندازه بازار و غیره ممکن است در هر استان نقش بیشتری نسبت به جرم در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته باشند. این در حالی است که در مطالعات انجام‌شده مانند مطالعات بلانکو و همکاران (۲۰۱۹)، راموس و اشبی (۲۰۲۰)، جیکه و همکاران (۲۰۲۱) و جوادخانی (۱۳۹۱) نیز جرم و جنایات تأثیر منفی و معنی‌دار بر میزان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته است. همسو با نتیجه این مطالعه در برخی از مطالعات انجام‌شده مانند مطالعه گومز سولر (۲۰۱۲) نیز جرم و جنایت تأثیر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری خارجی نداشته است.

همچنین سرانه تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معنی‌داری بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در استان‌های ایران داشته است. به‌عبارتی بزرگ بودن اقتصاد هر استان که منجر به بزرگ شدن تولید ناخالص داخلی می‌شود تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. بنابراین نتایج حاکی از آن است که استان‌هایی که دارای تولید ناخالص داخلی بیشتری هستند، متعاقباً سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمتری را جذب می‌کنند. نتیجه‌ای که در مطالعه حاضر به‌دست آمده است، برخلاف نتایج حاصل‌شده در مطالعات راموس و اشبی (۲۰۱۳)، براون و هیبرت (۲۰۱۷)، احمدی حدید (۱۳۸۹) و جوادخانی (۱۳۹۱) و همانند نتیجه حاصل‌شده در مطالعه دانیله و مارانی (۲۰۱۰) است.

در پژوهش حاضر شاخص صنعت که براساس میزان سرمایه‌گذاری پروانه‌های بهره‌برداری صادرشده، سنجیده شده است، تأثیری منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته است. به عبارتی قدرت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در استان‌هایی با سهم بالاتر ارزش معاملات سهام، کمتر خواهد بود که دلیل تأثیر منفی این شاخص را شاید بتوان موانع ورود بر سر راه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران دانست. این نتیجه نیز برخلاف نتایج برخی از مطالعات انجام‌شده مانند مطالعه دانیاله و مارانی (۲۰۱۰) است.

تأثیر مثبت و معنی‌دار زیرساخت‌های کشور که در مطالعه حاضر میزان مشترکین برق استان‌های کشور در نظر گرفته شده است از دیگر نتایج این مطالعه است و بدین معنا است که افزایش زیرساخت‌های یک کشور موجب جذب بیشتر سرمایه‌های خارجی می‌شود. به عبارت دیگر زیرساخت‌های ضعیف، هزینه فعالیت‌های اقتصادی را افزایش و نرخ بازده سرمایه را کاهش می‌دهد و بالعکس. نتیجه‌ای که همسو با نتیجه مطالعاتی نظیر دانیاله و مارانی (۲۰۱۰)، براون و هیبرت (۲۰۱۷) و احمدی حدید (۱۳۸۹) است. در حالی که کابرال (۲۰۱۸) در مطالعه خود به رابطه مثبت و بی‌معنی این دو متغیر پی برده است.

متغیر درجه باز بودن تجاری در پژوهش حاضر نیز تأثیری مثبت و معنی‌دار بر جذب سرمایه مستقیم خارجی دارد. تأثیر مثبت و معنادار درجه باز بودن اقتصادی یا همان تجارت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۳۱ استان را این‌گونه می‌توان تحلیل کرد که صادرات کالاهای مصرفی سهم زیادی از کل صادرات در هر استان را به خود اختصاص داده است. به عبارت دیگر افزایش سطح تجارت توان سرمایه‌گذاری را افزایش داده و باعث تقویت ارزش پول ملی می‌شود. بنابراین می‌توان گفت با هر واحد افزایش سطح تجارت، پول ملی به میزان $1992162/61$ درصد تقویت می‌شود. نتیجه‌ای که برخلاف مطالعه گومز سولر (۲۰۱۲) و همسو با ادبیات موجود و مطالعات انجام شده در این حوزه مانند براون و هیبرت (۲۰۱۷)، درگاهی (۱۳۸۵)، احمدی حدید (۱۳۸۹) و هژبر کیانی و ناهیدی (۱۳۹۰) است.

آخرین متغیر مورد بررسی در مدل، مربوط به جمعیت است که اکثر مطالعات انجام‌شده در این حوزه مانند دانیاله و مارانی (۲۰۱۰) و ویجورا و همکاران^۱ (۲۰۱۰) رابطه مثبت بین جمعیت و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را نشان داده‌اند. این در حالی است که مطالعه حاضر بیانگر تأثیر منفی جمعیت بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. این نتیجه که هم‌سو با نتیجه مطالعه براون و هیبرت (۲۰۱۷) و بهرامی و پهلوانی (۱۳۹۳) است، به نوعی است که بیانگر صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس و نشان‌دهنده غلبه آثار منفی این صرفه‌جویی‌ها بر اثر مثبت اندازه بازاری آن است و دلیلی بر آثار منفی و کاهشی بر حجم سرمایه‌گذاری خارجی است.

بنابراین، درمجموع می‌توان بیان کرد، اگرچه براساس داده‌های مورد بررسی در این مطالعه جرم و جنایات اثر معنی‌داری بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نداشته‌اند، اما اثرات منفی تولید ناخالص داخلی سرانه و شاخص صنعت بیانگر این است که کشور ایران علی‌رغم قابلیت‌های فراوان، نیازمند برنامه‌ریزی‌های مدون و بلندمدت است تا زمینه لازم برای جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی فراهم نماید. به‌نظر می‌رسد با اعمال کاهش محدودیت‌ها در زمینه سیاست‌های تجاری، به‌ویژه بسترسازی از طریق سیاست‌های تعرفه‌ای و گمرکی و اعمال قوانین و مقررات حمایتی بتوان گامی در این راستا برداشت.

با توجه به اینکه جرم و جنایت می‌تواند تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته باشد، چند پیشنهاد سیاسی و اقتصادی عبارتند از:

۱. **تقویت قوانین و مقررات:** ایجاد قوانین و مقررات قوی برای مبارزه با جرم و جنایت و اجرای کامل آن‌ها می‌تواند به کاهش جرم و افزایش امنیت کمک کند که این امر به نوبه خود می‌تواند به جذب سرمایه‌گذاری خارجی کمک کند؛
۲. **تقویت نیروی انتظامی:** افزایش توانایی نیروهای انتظامی در ردیابی و مبارزه با جرم و جنایت می‌تواند به ایجاد محیط امن‌تری برای سرمایه‌گذاران خارجی کمک کند؛
۳. **توسعه همکاری‌های بین‌المللی:** همکاری با سازمان‌های بین‌المللی مرتبط با مبارزه با جرم و جنایت می‌تواند به افزایش توانایی کشور در مبارزه با این مسائل کمک کند؛
۴. **توسعه زیرساخت‌های اقتصادی:** سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی مانند حمل و نقل، انرژی و فناوری اطلاعات می‌تواند به جذب سرمایه‌گذاری خارجی کمک کند؛
۵. **تقویت حکمرانی خوب و شفافیت:** افزایش شفافیت و حکمرانی خوب می‌تواند به ایجاد محیط امن و پایدار برای سرمایه‌گذاری کمک کند و به نوبه خود به جذب سرمایه‌گذاری خارجی کمک کند.

References

- Ahmadi Hadid, B. (1389). *Investigating factors influencing the attraction of foreign direct investment with an emphasis on economic security*. Master's thesis. University of Tehran. [In Persian].
- Agyapong, D., Asiamah, M. & Addo-Danquah, M.Y.T. (2016). Organised Crime, Foreign Direct Investment and Economic Growth in Ghana. *Journal of Economics, Management and Trade*, 15(4), 1-12.
- Alavi, F.S. & Dahmardeh, N. (2021). Impact of Foreign Direct Investment on Productivity Growth with Emphasis on Human Capital and Institutional Quality in Iran: An Application of Wavelet Analysis. *Journal of Investment Knowledge*, 10(38), 343-367. [In Persian].
- Alvarado, R., Iñiguez, M. & Ponce, P. (2017). Foreign direct investment and economic growth in Latin America. *Economic Analysis and Policy*, 56, 176-187.
- Bahrami, J.I. & Pahlavan, M. (2015). The Impact of Globalization on Attracting Foreign Direct Investment in Selected MENA Countries by Using GMM. *Journal Of Economics and Regional Development*, 21(8), 205-227 [In Persian].
- Brown, L. & Hibbert, K. (2017). The effect of crime on foreign direct investment: A multi-country panel data analysis. *The Journal of Developing Areas*, 51(1), 295-307.
- Blanco, L.R., Ruiz, I., Sawyer, W.C., & Wooster, R.B. (2016). Crime, Institutions and Sector-Specific FDI in Latin America. *Latin America (June 9, 2016)*.
- Blanco, L.R., Ruiz, I. & Wooster, R.B. (2019). The effect of violent crime on sector-specific FDI in Latin America. *Oxford Development Studies*, 47(4), 420-434.
- Cabral, R., Mollick, A.V. & Saucedo, E. (2019). Foreign direct investment in Mexico, crime, and economic forces. *Contemporary Economic Policy*, 37(1), 68-85.
- Cabral Torres, R., Mollick, A.V., & Saucedo, E. (2018). *The impact of crime and other economic forces on Mexico's foreign direct investment inflows* (No. 2018-24). Working Papers.
- Chen, G.S. Yao, Y. & Malizard, J. (2017). Does foreign direct investment crowd in or crowd out private domestic investment in China? The effect of entry mode. *Economic Modelling*, 61, 409-419.
- Ciesielska, D., & Kołtuniak, M. (2017). Outward foreign direct investments and home country's economic growth. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 482, 127-146.
- Dargahi, H. (2006). The Effective Determinants for Encouraging Foreign Direct Investment: Lessons for the Economy of Iran. *Sharif Journal of Industrial Engineering & Management*, 22(36), 57-73. [In Persian].
- Daniele, V., & Marani, U. (2011). Organized crime and foreign direct investment: the Italian case.
- Daniele, V. & Marani, U. (2010). Organized crime, the quality of local institutions and FDI in Italy: A panel data analysis. *European Journal of Political Economy*, 27(1), 132-142.

- Garriga, A.C., & Phillips, B.J. (2015). Criminal violence and the subnational distribution of foreign direct investment.
- Hanif, I., Raza, S.M.F., Gago-de-Santos, P. & Abbas, Q. (2019). Fossil fuels, foreign direct investment, and economic growth have triggered CO2 emissions in emerging Asian economies: Some empirical evidence. *Energy*, 171, 493-501.
- Hejbar Kiani, K. & Nahidi, M. (2011). The effect of labor productivity, investment security, exchange rate and business conditions on the attraction of foreign direct investment in Iran in conditions of stability and instability. *Scientific Journal of Productivity Management*, 5(1), 173-222. [In Persian].
- Iamsiraroj, S. (2016). The Foreign direct investment -economic growth nexus. *International Review of Economic & Finance*, 42, 116-133.
- Jeke, L., Chitenderu, T. & Moyo, C. (2021). Crime and Economic Development in South Africa: Apanel Data Analysis. *International Journal of Economics & Business Administration (IJEBA)*, 9(2), 424-438.
- Javadkhani, N. (2011). Negative impact of foreign direct investment flow on the host country (increased crime in India). *East Azarbaijan Police Science Quarterly*, 2(5), 109-121. [In Persian].
- Jafari Parvizkhanlou, K., Saeidi, K., khezri, M., Hozhabr Kiani, K. & Zandi, F. (2020). The Impact of Business Cycles on the Effect of FDI on Domestic Investment in Iran by Markov-Switching Approach. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 7(1), 31-72. [In Persian].
- Kazemi, A., Beyk, M., Hadian, E. & Hakimi, F. (2013). Identifying and prioritizing factors affecting the attraction of foreign direct investment using the TOPSIS Technique. *Financial and Economic Policy Quarterly*, 1(4), 45-72. [In Persian].
- Kazemi, M. (2013). The effect of political risk on the attraction of foreign investment. *Iranian Journal of International Politics*, 3(1), 72-92. [In Persian].
- Makiela, K. & Ouattara, B. (2018). Foreign direct investment and economic growth: Exploring the transmission channels. *Economic Modelling*, 72, 296-305.
- Mohseni, N., Mohammadi, T. & Arbab, H. (2019). Investigating the interactive effect of political stability and economy size on the attraction of foreign direct investment. *Modern Economy and Trade. Research Institute of Humanities and Cultural Studies*, 15(1), 61-92. [In Persian].
- Nejati, M. & Akhbari, R. (2019). Technology gap and the effect of foreign direct investment on the productivity of the total factor of production (case study: Iranian industry). *Sustainable Growth and Development Research (Economic Research)*, 20(2), 99-120. [In Persian].
- Ovezmyradov, B. & Kepbanov, Y. (2021). *Inflows of foreign direct investments in Central Asian countries between 1991 and 2020*. LUND University.
- Ramos, M.A., & Ashby, N.J. (2017). The halo effect: violent crime and foreign direct investment. *Multinational Business Review*, 25(4), 287-306.
- Ranjbar, S & Rostami, M. (2014). Investigating factors affecting the attraction of foreign direct investment (FDI) in Iran's oil and gas industry. *Scientific Monthly of Oil and Gas Exploration and Production*, 123, 29-25. [In Persian].

- Reofi, H. & Qalamzan Niko, K. (2011). Factors influencing the attraction of foreign direct investment in 27 selected countries (advanced and developing). *including Iran. Financial Economics*, 5(14), 119-140. [In Persian]
- A. Ramos, M., & J. Ashby, N. (2020). The Impact of Crime Intensity, Crime Risk and Crime Uncertainty on Foreign Direct Investment: Evidence from Mexico. *Academy of Management Global Proceedings*, (2020), 186.
- Sokhanvar, A. (2019). Does foreign direct investment accelerate tourism and economic growth within Europe?. *Tourism Management Perspectives*, 29, 86-96.
- SaadatMehr, M. (2016). Investigating the factors affecting foreign direct investment in Iran with an emphasis on the role of economic sanctions. *Economic Journal*, 17(5), 41-58. [In Persian].
- Seyednourani, S. & Mohammadpour, H. (2018). The Impact of Foreign Direct Investment on Employment in OECD and Developing Countries. *new economy and trad*, 13(2), 53-79. [In Persian].
- SeyedNourani, S., Tari, F. & Mohammadpour, H. (2019). The impact of foreign direct investment and good governance on employment in developing countries. *Scientific Quarterly Journal of Urban Economics and Management*, 8(31), 21-33. [In Persian].
- UNCTAD. (2012). World Investment Report.
- Wijeweera, A., Villano, R. & Dollery, B. (2010). Economic growth and FDI inflows: A stochastic frontier analysis. *The Journal of Developing Areas*, 143-158.
- Zamani, Z. & Tayibi, S.K. (2019). Foreign direct investment, the determining factor of sustainable development in developing countries and countries with emerging markets. *Economic Research Quarterly (Sustainable Growth and Development)*, 20(4), 33-65. [In Persian]

Foreign Direct Investment and Violent Crimes: Evidence from the Iranian Provinces

Gholamreza Zamanian¹
Farnaz Dehghan²
Foruzan Falahati³
Ali Davari⁴

Received: 2023/12/14

Accepted: 2024/01/07

Aim and Introduction

Today, with the expansion of globalization and increased economic competition, capital accumulation has been proposed as one of the main factors of the economic growth process of the countries, which can be provided through domestic or foreign sources. Meanwhile, inadequacy of internal resources and the need for high technical knowledge in some countries that seek economic growth have required a serious approach to this issue. Furthermore, countries with limited domestic resources are not able to expand exports and acquire shares from new markets, and they need stable resources to provide capital and their needs, among which attracting foreign capital is one of the economic solutions. Indirect foreign investment includes investments made by foreign natural and legal entities in the form of buying securities of a financial institution and company and providing them to the host country during a process. Due to the important role of foreign direct investment, the global market for attracting these funds has become really competitive. Such competition has been formed especially among developing countries due lack of financial resources on the one hand, and the need for achieving rapid development on the other. Therefore, it is crucially important to identify the factors affecting the flow of foreign direct investment. As a result, the aim of the present study is to investigate the relationship between foreign investment and crimes committed in 31 provinces of the country during 2001-2021 using panel data regression models and unit root stationarity tests of Levin, Lin and Chu, Im, Pesaran and Shin, Fisher and Fisher.

Methodology

According to the theoretical foundations of foreign direct investment and crime and the study conducted by Daniele and Marani in 2008, regression model (panel data) and static test have been considered to investigate the relationship between foreign direct investment and crime. In other words, in the estimation of regression models in the form of time series, it is critically important to check the stationarity of the variables, and for this purpose, Levin, Lin and Chu, Im, Pesaran

-
1. Associate Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchistan, Zahedan, Iran. (Corresponding Author) E-mail: Zamanian@eco.usb.ac.ir
 2. Ph.D. Student of Econometrics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchistan, Zahedan, Iran. E-mail: Dehghan.f73@gmail.com
 3. Ph.D. Student of Monetary Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchistan, Zahedan, Iran. E-mail: Foruzanfalahati@gmail.com
 4. Ph.D. Student of Financial Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchistan, Zahedan, Iran. E-mail: Alidavari001@gmail.com

and Shin, Fisher and Fisher tests were used in this study. The variables investigated in this study include foreign direct investment as a dependent variable and population variables, GDP per capita, industry index, degree of openness of the regional economy, infrastructure index and crime variable as an independent variable.

Findings

The results indicate that the test of the first model shows a negative relationship between foreign direct investment and crime, which is not statistically significant. In other words, with the increase in crime, the power to attract foreign direct investment in each province decreases. The results of the second model indicate that the logarithm of GDP per capita has a negative and significant effect on the entry of foreign direct investment. In other words, with the increase of GDP in each province, the amount of foreign direct investment attraction decreases. In the third model, in addition to the gross domestic product, the logarithm of the investment of exploitation licenses issued in each province as an industry index of each province has been entered into the model, which has a negative and significant effect on foreign direct investment. In the fourth model, the variable related to the country's infrastructure, which in this study is the amount of electricity subscribers of each province, has a positive and significant effect, and by entering the infrastructure variable, the effect of other variables is the same as before. The variable of the degree of openness of the economy in the fifth model shows a positive and significant effect on foreign direct investment, and it shows that the more suitable the country has for trade with other countries, the more the desire to invest in the country increases and the more foreign direct investment is attracted. GDP per capita variables and industry index have a negative and significant effect, and the infrastructure variable also has a positive and significant effect on foreign direct investment. In final model where the population variable is entered, the results indicate a negative and significant effect of the population on foreign direct investment. In other words, with the increase in population, the power to attract direct investment in each province decreases.

Discussion and Conclusion

The results obtained from the present study indicate that although, based on the data examined in this study, crimes have not had a significant effect on the attraction of foreign direct investment, but the negative effects of GDP per capita and the industry index indicate that despite Iran's capabilities, it requires official and long-term planning to provide the necessary ground for attracting foreign direct investments. It seems that a step can be taken in this direction by applying the reduction of restrictions in the field of commercial policies, especially the foundation through tariff and customs policies and application of protective laws and regulations.

Keywords: Foreign Direct Investment, Crime, Panel Data

JEL Classification: H53 ,C33, H56

بررسی اثر معافیت‌های مالیاتی بر روی مخارج تحقیق و توسعه در ایران

سعید درخشی مقدم^۱بهرام سبحانی^۲حسن حیدری^۳سجاد برخوردار^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۰/۱۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۲۸

چکیده

در این مقاله اثر معافیت‌های مالیاتی بر مخارج تحقیق و توسعه در ایران مورد مطالعه قرار گرفته و با بهره‌گیری از یک نمونه بزرگ از کارگاه‌های دارای فعالیت تحقیق و توسعه در بخش تجاری، اثر مثبت این سیاست مشاهده شده است. به این منظور، با استفاده از رویکرد رگرسیون لجستیک کسری بر روی داده‌های ۲،۶۷۸ بنگاه دانش‌بنیان و صنعتی، اثرات معافیت مالیاتی ناشی از قانون حمایت از شرکت‌ها و مؤسسات دانش‌بنیان و تجاری‌سازی نوآوری‌ها و اختراعات بر روی سهم مخارج تحقیق و توسعه بنگاه از کل مخارج آن ارزیابی شده است. نتایج این مقاله مؤید اثرات مثبت و معنادار این معافیت بر هزینه تحقیق و توسعه بنگاه‌هاست. در عین حال نتایج حاکی از آن است که مواردی مانند سهم پژوهشگران از کل کارکنان، سطح توسعه‌یافتگی دانش‌بنیانی محل استقرار و دسترسی به منابع مالی بیرون از بنگاه در مقایسه با این معافیت‌ها اثرگذاری بیشتری بر سهم مخارج تحقیق و توسعه در کل مخارج بنگاه داشته‌اند، لیکن اثرگذاری این مشوق‌ها بیش از تأثیر سطح فناوری شرکت‌ها بوده است. همچنین رابطه اندازه بنگاه با این نسبت، منفی و معنادار بوده است.

واژگان کلیدی: ارزیابی سیاست، تحقیق و توسعه، سیاست مالی، مدل‌های رگرسیون کسری، مشوق‌های مالیاتی

طبقه‌بندی JEL: O31, O38, D04, H25

۱. دکتری علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
s.dorokhshimoghaddam@modares.ac.ir

۲. دانشیار علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
sahabi_b@modares.ac.ir

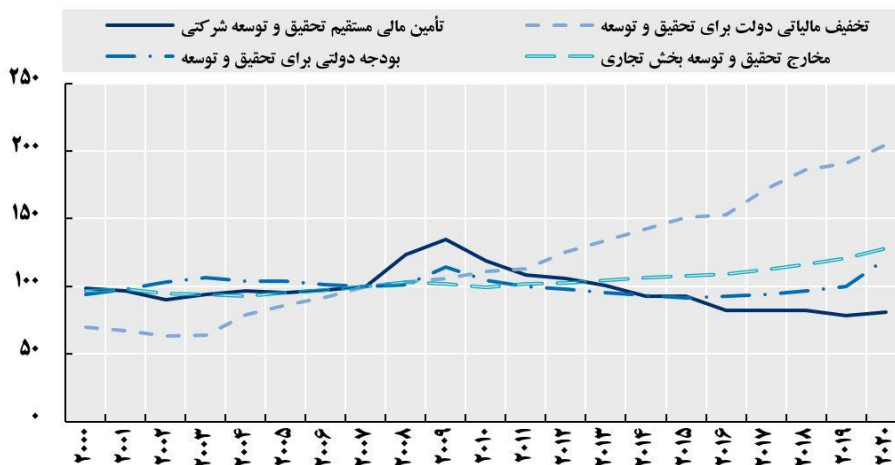
۳. استادیار علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
hassan.heydari@modares.ac.ir

۴. دانشیار اقتصاد کاربردی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران
barkhordari@ut.ac.ir

۱. مقدمه

باور عمومی مبنی بر اینکه نوآوری عامل کلیدی اثرگذار بر روی رشد اقتصادی کشورها می‌باشد، دولت‌ها را در سراسر جهان بر آن داشته است تا به دنبال افزایش میزان سرمایه‌گذاری بر روی تحقیق و توسعه باشند. در بسیاری از کشورها، آن‌ها در فرآیند تحقیق و توسعه بخش تجاری خصوصی دخالت می‌نمایند و برای افزایش این گونه مخارج، طیفی از ابزارهای سیاستی مانند تخفیف‌ها و اعتبارات مالیاتی، کمک‌هزینه‌ها و تأمین مالی مستقیم و انواع یارانه‌ها برای هزینه‌های تحقیق و توسعه را به کار می‌گیرند (آکسیگیت و همکاران، ۲۰۲۱).

در این میان و پس از دو دهه استقرار گسترده، استفاده روزافزون کشورها از مشوق‌های مالیاتی برای تحقیق و توسعه نشان‌دهنده اجماعی است که روی اثرگذاری این نوع مشوق‌ها وجود دارد. مشوق‌های مالیاتی، اصولاً برای تشویق فعالیت‌های تحقیق و توسعه با پتانسیل نزدیک به بازار مناسب‌تر هستند. در مقابل، یارانه‌ها برای حمایت از تحقیق و توسعه طولانی‌مدت و پرخطر، و همچنین هدف قرار دادن حوزه‌هایی که کالاهای عمومی‌تر تولید می‌کنند یا پتانسیل بالایی برای سرریزها دارند، مناسب‌تر هستند (سازمان توسعه و همکاری اقتصادی، ۲۰۲۳). براساس آخرین اطلاعات در دسترس، در میان کشورهای سازمان توسعه و همکاری اقتصادی نزدیک به ۶۰ درصد از حمایت‌های دولتی در سال ۲۰۱۹ در قالب مشوق‌های مالیاتی ارائه شده، در حالی که این رقم در سال ۲۰۰۶ تنها در حدود ۳۶ درصد بوده است (همان). در شکل ۱ می‌توان این تغییر رویکرد را مشاهده نمود.



شکل ۱: روند حمایت‌های دولتی و تحقیق و توسعه بخش تجاری در کشورهای OECD

(منبع: سازمان توسعه و همکاری اقتصادی، ۲۰۲۳)

با این حال، با توجه به منابع محدود دولت‌ها و ضرورت استفاده بهینه از منابع، ادبیات گسترده‌ای در خصوص اثرگذاری این مشوق‌ها وجود دارد که البته بخش عمده آن درخصوص کشورهای پیشرفته است، اما تمایل کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای نوظهور برای همگامی با کشورهای پیشرفته در این حوزه، باعث شده طی سالیان اخیر اقبال بیشتری به مطالعه اثرگذاری این سیاست‌ها در این اقتصادها برای پر کردن خلأ نسبی ادبیات این حوزه صورت گیرد (ایووس و همکاران، ۲۰۲۱). در تبیین این رویکرد پراهمیت، وانگ و همکاران^۲ (۲۰۱۰) این گونه استدلال می‌کنند که به نظر می‌رسد کارایی این سیاست‌ها در این کشورها به دلایلی مانند محدودیت‌های مالی شدیدتر، چالش‌های اجرایی بیشتر، سیستم حفاظت از دارایی‌های نامشهود غیرکارا تر و مانند آن، با آنچه در اقتصادهای پیشرفته مشاهده می‌شود متفاوت باشد و لذا مطالعه آن را در خور توجه قرار می‌دهد.

در سال‌های گذشته در کشور ما نیز اقبال قابل توجهی به استفاده از این ابزار وجود داشته است. معافیت مالیاتی درآمدی مراکز پژوهشی دارای پروانه در قانون مالیات مستقیم (ماده ۱۴۴)، معافیت‌های مالیاتی مربوط به قرارداد منعقد با دانشگاه‌ها یا مراکز پژوهشی (ماده ۳۱ قانون رفع موانع تولید رقابت‌پذیر)، معافیت خدمات و فعالیت‌های پژوهشی شرکت‌های پژوهشی از پرداخت مالیات بر ارزش افزوده (ماده ۱۲ قانون مالیات بر ارزش افزوده)، معافیت مالیاتی شرکت‌های دانش‌بنیان (ماده ۳ قانون حمایت از شرکت‌های دانش‌بنیان) و تعریف اعتبار مالیاتی برای تحقیق و توسعه با قابلیت انتقال به سنوات آتی (ماده ۱۱ قانون جهش تولید دانش‌بنیان) از جمله مشوق‌های مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم برای تحقیق و توسعه در کشور بوده است.

با این حال اگرچه براساس نقشه جامع علمی کشور بایستی سهم تحقیقات از تولید ناخالص داخلی تا پایان سال ۱۴۰۴ به ۴ درصد برسد و سهم دولت و بخش خصوصی از آن برابر باشد، آخرین آمار و اطلاعات رسمی قابل اتکا حاکی است شاخص کلیدی شدت تحقیق و توسعه^۳ در ایران در سال ۲۰۱۹ حدود ۰٫۷۸ درصد بوده است (سازمان جهانی مالکیت فکری^۴، ۲۰۲۳).

لذا، با توجه اهمیت موضوع در سطح کشور، توجه اندک به ارزیابی سیاستی این حوزه به‌ویژه از منظر اقتصادی و همچنین جذابیت نظری بررسی اثرگذاری این مشوق‌ها در کشورهای در حال توسعه، در این مقاله به طور ویژه به ارزیابی تأثیر معافیت مالیاتی در نظر گرفته شده در قانون حمایت از شرکت‌ها و مؤسسات دانش‌بنیان بر روی سهم هزینه‌های تحقیق و توسعه از هزینه‌های بنگاه می‌پردازیم. این مقاله از حیث توجه به شدت تحقیق و توسعه به جای مطلق مخارج تحقیق و توسعه و استفاده از رویکرد رگرسیون کسری در ادبیات این حوزه در خور توجه است. علاوه بر اینکه، در تکمیل مطالعات انگشت‌شمار قبلی درخصوص اثرگذاری مشوق‌های مالی بر روی تحقیق و توسعه در

ایران، مطالعه ما از حیث تعداد و شمول بنگاه‌های مورد مطالعه قابل توجه است، به طوری که به جای تمرکز صرف بر روی شرکت‌های دانش‌بنیان، ۲،۶۷۸ شرکت صنعتی و دانش‌بنیان را در بر می‌گیرد. به این منظور در ادامه، ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش را مرور می‌نماییم و سپس به معرفی اجمالی این گونه مشوق‌ها در ایران و جهان می‌پردازیم. در بخش اصلی مقاله، ضمن تبیین روش‌شناسی مطالعه انجام شده، مدل مورد استفاده را تبیین نموده و در پایان، ضمن ارائه نتایج برآورد صورت گرفته، به جمع‌بندی و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی خواهیم پرداخت.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در حالی که تئوری‌های اقتصادی از توسعه دانش (شومپتر، ۱۹۴۹) و تغییرات فنی (سولو، ۱۹۵۷) به‌عنوان منابع اصلی رشد و بهره‌وری در بلندمدت نام می‌برند، تحقیق و توسعه به عنوانی منبع اصلی تغییرات فنی به‌شمار می‌آید (رومر، ۱۹۹۰). در واقع، بیشتر استدلال‌ها در حمایت از سیاست‌هایی که هدفشان افزایش سطح و کارایی تحقیق و توسعه است، بر این فرض استوار می‌باشد که بین سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه و عملکرد اقتصادی در سطوح خرد و کلان پیوندهای نزدیک وجود دارد (گریفیث و همکاران، ۲۰۰۴).

۲-۱. مداخله دولت برای حمایت از تحقیق و توسعه

اگرچه توجه ویژه به تحقیق و توسعه و نوآوری در مدل‌های جدید رشد مانند رومر (۱۹۹۰) و آقیون و هوویت (۲۰۱۸) به‌عنوان منبعی برای رشد پایدار را می‌توان به‌عنوان مدخلی برای توجه سیاست‌گذاران به این حوزه و توجه دولت‌ها و تعریف سیاست‌های حمایتی در این زمینه دانست، لیکن تبیین چرایی لزوم مداخله دولت در این زمینه موضوعی ریشه‌دارتر است. به نظر می‌رسد این موضوع ناشی از ویژگی‌هایی می‌باشد که بر فعالیت‌های تحقیق و توسعه مترتب است:

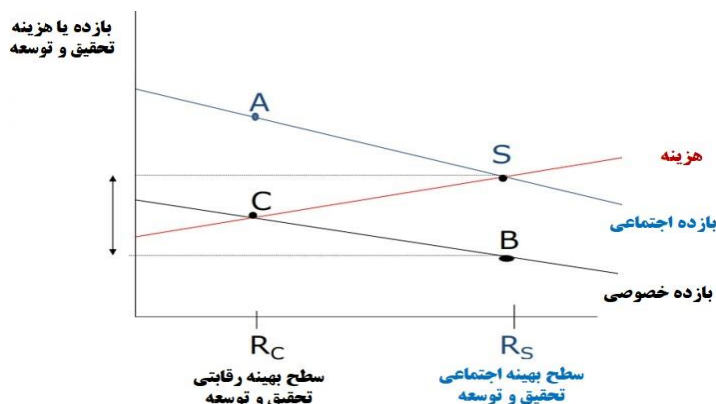
✓ نتایج به دست آمده از فعالیت‌های تحقیق و توسعه عمدتاً با تخصیص‌پذیری اندک همراه هستند. این موضوع از آنجایی است که منافع ناشی از فعالیت‌های تحقیق و توسعه به آسانی در اختیار دیگران قرار می‌گیرد. اگرچه این امر نشانگر نوعی از اثرات جانبی مثبت است، لیکن مؤید آن است که عایدی سرمایه‌گذاران بخش خصوصی کمتر از عایدی‌های اجتماعی است که در نهایت دولت‌ها را به مداخله جهت کم کردن این فاصله وادار می‌نماید (ارو، ۱۹۶۲).

1. Schumpeter (1949)
2. Solow (1957)
3. Romer (1990)
4. Griffith et al. (2004)
5. Aghion & Howitt (2018)
6. Appropriability
7. Arrow (1962)

✓ فعالیت‌های تحقیق و توسعه به شدت دارای عایدی‌های پرریسک و نامطمئن هستند و اطلاعات نامتقارن میان کارآفرینان و سرمایه‌گذاران نیز وضعیت را دشوارتر می‌سازد (استیگلیتز و ویز، ۱۹۸۱). اساساً هرچه ریسک فعالیتی بالاتر باشد، به دست آوردن سرمایه برای انجام آن گران‌تر می‌شود. وجود اطلاعات نامتقارن بین سرمایه‌گذارانی که درک کمتری از پتانسیل فناوری‌های جدید دارند و خطر کژمنشی^۲ کارآفرینان که به دلیل محدودیت ارزیابی ریسک وجود دارد، مانعی بر سر تأمین مالی آن‌هاست (ارو، ۱۹۶۲).

✓ کمبود دارایی‌های مشهود که بتواند به‌عنوان وثیقه عمل نماید نیز موضوع قابل توجهی است. این موضوع در شرکت‌های کوچک و با فناوری پیشرفته جدی‌تر است، چرا که بیشتر ارزش آن‌ها ناشی از فرصت‌های رشد و دانش فنی آن‌ها می‌باشد و بخشی از آن نیز که به‌صورت ضمنی در نیروی کار وجود دارد، با رفتن کارکنان می‌تواند از دست برود؛ در نتیجه دارای دارایی خالص قابل وثیقه بسیار کمی هستند (هیملبِرگ و پترسن، ۱۹۹۴).

ویژگی‌هایی از این دست ذیل عنوان کلی شکست‌های بازار^۴ منجر به شکل‌گیری این ایده گردیده که بین بازده خصوصی و اجتماعی تحقیق و توسعه انجام شده توسط بنگاه‌ها تفاوت است و با توجه به اهمیت روزافزون آن برای رشد و بهره‌وری، دولت‌ها ناگزیر به مداخله و حمایت‌اند. هال^۵ (۲۰۲۰) در قالب به‌صورت ساده‌سازی شده این تفاوت در سطح بهینه تحقیق و توسعه از منظر خصوصی و اجتماعی را نشان می‌دهد که در شکل ۲ قابل مشاهده است.



شکل ۲: سطح بهینه تحقیق و توسعه از نقطه‌نظر خصوصی و اجتماعی

(منبع: هال، ۲۰۲۰)

1. Stiglitz and Weiss (1981)
2. Moral Hazard
3. Himmelberg & Petersen (1994)
4. Market Failures
5. Hall (2020)

محور افقى سطح هزینه‌های تحقیق و توسعه و محور عمودى قیمت تحقیق و توسعه از نظر هزینه سرمایه و یا نرخ بازده را نشان می‌دهد. فرض بر این است که بازده شرکت و جامعه هر دو نزولى‌اند، اما بازده جامعه به دلیل سرریزها بیشتر است. فرض بر این است که هزینه سرمایه با افزایش تحقیق و توسعه افزایش می‌یابد، اگرچه این برای استدلال ضرورى نیست و می‌تواند ثابت باشد. آنچه معمولاً در مطالعات مختلف بر روی تخمین بازده تحقیق و توسعه مشاهده می‌کنیم، شکاف بین نقطه A (بازده اجتماعى برای انتخاب شرکت به تحقیق و توسعه) و نقطه C (بازده خصوصى برای تحقیق و توسعه در شرکت) است، هنگامی که این بازده با میزان هزینه انتظارى برای سرمایه برابر می‌باشند. به منظور انتقال تحقیق و توسعه شرکت از سطح رقابتى R_C به سطح بهینه اجتماعى R_S ، یارانه مورد نیاز به اندازه کاهش هزینه از نقطه S به نقطه B است که لزوماً به اندازه $A-C$ نیست، مگر اینکه نمودارهای بازده اجتماعى و خصوصى شیب یکسانى داشته باشند.

با وجود این، گفتنى است که به نظر می‌رسد منطق سیاست‌گذاری این حوزه در کشورهای در حال توسعه، با توجه به وجود تنگناها و موانع پیش روی نوآوری در این کشورها، متفاوت از منطق شکست بازار است. به عنوان مثال، چهارچوب سیستم‌های نوآوری، نوآوری را به عنوان یک فرآیند تعاملی توصیف می‌کند که در آن تعاملات و بازخوردهای رسمى و غیررسمى بین عوامل مختلف در سیستم نقش مهمی را ایفا می‌کند. در این چهارچوب، سیاست‌گذاران انتظار دارند زمانی که سیستم تولید و انتشار دانش به صورت کارآمد به اهداف خود برای نوآوری و پیشرفت فناورانه دست پیدا نمی‌کند، مداخله نمایند تا فقدان شبکه‌های خوب و توسعه‌یافته بین فعالان مختلف سیستم یا ضعف‌های نهادى و زیرساختى را جبران نمایند. (ادکوئیست و همون، ۳، ۲۰۰۸).

۲-۲. عوامل مؤثر بر تحقیق و توسعه بنگاه

مرور ادبیات این حوزه نشان می‌دهد عوامل متعددى مالی و غیرمالی بر روی تصمیم‌گیری بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری روی تحقیق و توسعه اثرگذار می‌باشد.

عوامل مالی تعیین کننده فعالیت تحقیق و توسعه بنگاه‌ها عموماً شامل مواردی مانند محدودیت‌های مالی، میزان منابع داخلی و سودآوری شرکت است. نتایج تجربی نیز حاکی از آن است که افزایش منابع داخلی تاثیر مثبتی بر روی مخارج تحقیق و توسعه دارد. به عبارت دیگر، خوداتکایی بالای شرکت در مورد منابع مالی بر روی تصمیمات آن‌ها برای تحقیق و توسعه اثر مثبت دارد (ساسیدهاران و همکاران، ۴، ۲۰۱۵). در این خصوص، برخی از محققین بر روی رابطه بین انتظارات کارآفرینان درخصوص سوددهی و حجم فعالیت‌های تحقیق و توسعه تمرکز نموده‌اند. با توجه به ریسک بالای این فعالیت‌ها و نیاز به سرمایه‌های بزرگ و بلندمدت، انتظارات درخصوص سودآوری

1. Innovation Systems
2. Diffusion
3. Edquist & Hommen (2008)
4. Sasidharan et al. (2015)

بالای آن‌ها عامل موثر دیگری بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه آن‌هاست (کوآد و رائو، ۲۰۱۰).

درخصوص **عوامل غیر مالی** اثرگذار نیز طیفی از عوامل شناسایی شده که می‌توان بخشی از مهم‌ترین نکات طرح شده در ادبیات این حوزه را این گونه مرور نمود:

✓ **اندازه:** عموماً استدلال می‌شود که شرکت‌های بزرگ‌تر تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تحقیق و توسعه دارند زیرا آن‌ها قابلیت‌های مدیریتی بهتری برای فعالیت‌های تحقیق و توسعه دارند (لای و همکاران، ۲۰۱۵). هرچند از توانایی مالی این شرکت‌ها به‌عنوان عاملی موثر می‌توان نام برد اما درخصوص شدت تحقیق و توسعه در مجموع این رابطه کم‌اکنون پیچیده به نظر می‌رسد. شرکت‌هایی کوچک‌تر و با سود کم ممکن است همچنان در تحقیق و توسعه بیشتری سرمایه‌گذاری کنند تا از توسعه محصولات جدید و حفظ سهم بازار اطمینان حاصل کنند. برعکس، شرکت‌هایی با درآمد و سودآوری بالا ممکن است متناسب با سطح درآمد بالاتر خود، تحقیق و توسعه نسبی بالاتری نداشته باشند (ژو و سیم، ۲۰۱۸).

✓ **ساختار صنعتی:** ادبیاتی که بر پیوند بین ساختار بخش صنعتی و مخارج تحقیق و توسعه تجاری تمرکز دارد، تأکید می‌کند که سهم بالای فناوری‌های پیشرفته در ساختار صنعتی، نیروی محرکه اصلی فعالیت‌های تحقیق و توسعه تجاری است. بنابراین، اگر در مجموع به دنبال تحقیق و توسعه بالاتر بخش تجاری خصوصاً هستیم باید تحول به سمت و سوی فناوری‌های بالا در بخش تولید را دنبال نماییم (کوالکانت، ۲۰۱۴).

✓ **انباشت سرمایه انسانی:** هرچند به‌صورت شهودی نیز قابل حدس است، ادبیات نیز مؤید اثر مثبت منابع انسانی بر تحقیق و توسعه می‌باشد (کوآد و رائو، ۲۰۱۰).

✓ **تحقیق و توسعه بخش عمومی:** گفته می‌شود تحقیق و توسعه دولتی و دانشگاه‌ها منجر به انباشتی از دانش می‌شود که توسط بخش خصوصی برای تحقیق و توسعه استفاده می‌شود. بنابراین، فعالیت‌های تحقیق و توسعه که توسط آزمایشگاه‌ها و دانشگاه‌های دولتی انجام می‌شود، بازده خصوصی سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه را افزایش می‌دهد و از این رو هزینه‌های بیشتری را برای تحقیق و توسعه توسط شرکت‌ها آغاز می‌کند (کوسیا، ۲۰۱۲).

✓ **عوامل نهادی:** ادبیات موجود مؤید آن است که فعالیت‌های نوآورانه شرکت از طریق قوانین، مقررات و سیاست‌ها تحت تأثیر نهادها قرار می‌گیرد. نهادها می‌توانند بر هزینه ورودی‌های

نوآوری تأثیر بگذارند، از خروجی‌های نوآوری محافظت نمایند و در نتیجه بر فعالیت‌های نوآورانه شرکت‌ها تأثیر بگذارند (آلام و همکاران، ۲۰۱۹).

هرچند که در میان این عوامل پویایی برقرار است و بر یکدیگر موثر می‌باشند، لیکن محققان مختلفی مانند بکر و هال^۲ (۲۰۱۳) به این نکته اشاره نموده‌اند که از میان تمامی عوامل، مهم‌ترین عامل موثر بر هزینه‌های تحقیق و توسعه بنگاه‌های مالی و فروش می‌باشد.

۲-۳. شواهد تجربی تأثیرگذاری مشوق‌های مالیاتی بر روی تحقیق و توسعه

با توجه به اهمیت عوامل مالی و در نتیجه مشوق‌های مالی برای تحقیق و توسعه، بخش قابل توجهی از ادبیات به مطالعه آن‌ها اختصاص یافته است. درخصوص مشوق‌های مالیاتی، بخش قابل توجهی از مطالعات این حوزه حول اثرسنجی اعتبارات مالیاتی برای تحقیق و توسعه متمرکز بوده است، چه مطالعات مروری پیشرو مانند هال و ون‌رینن^۳ (۲۰۰۰) و چه مطالعات متأخر مانند چوی^۴ (۲۰۲۲) مؤید اثرگذاری اعتبارات مالیاتی بوده‌اند. هرچند که به این نکته اشاره نموده‌اند که ممکن است اثرات بیش‌ازحد تخمین زده شود، چرا که محتمل است بنگاه‌ها برای کسب اعتبار مالیاتی بیشتر سهم تحقیق و توسعه را بالاتر گزارش نمایند (هال و ون‌رینن، ۲۰۰۰). همچنین بر این نکته نیز تأکید کرده‌اند که این اثرات بسته به نوع و طراحی مشوق‌ها، سطح درآمد کشورها، ویژگی‌های صنعت و شرکت تا حدی متفاوت است. (چوی، ۲۰۲۲)

عمده مطالعاتی که ناهمگنی در تأثیر را در نظر گرفته‌اند، بر روی اندازه بنگاه متمرکز شده‌اند. در اکثر کشورها بنگاه‌های کوچک و دارای محدودیت نقدینگی تمایل دارند تا به این‌گونه مشوق‌ها واکنش بزرگ‌تری نشان دهند. این نکته در مطالعه کاشارا و همکاران^۵ (۲۰۱۴) برای بازه زمانی ۲۰۰۰ الی ۲۰۰۳ در ژاپن با استفاده از رویکرد GMM و استرلاچینی و ونتورینی (۲۰۱۹) که با استفاده از نمونه‌ای از شرکت‌های چهار کشور انگلستان، فرانسه، ایتالیا و اسپانیا برای بازه سالهای ۲۰۰ الی ۲۰۰۹ با روش همسان‌سازی^۶ نمونه‌ها انجام شده، مشاهده گردیده است. هرچند نتایج به دست آمده با استفاده از روش OLS برای مجموعه‌ای از شرکت‌های بلژیکی در بازه ۲۰۰۱-۲۰۰۹ در مطالعه دومونت^۷ (۲۰۱۳) به نفع شرکت‌های بزرگ گزارش شده است.

با تحلیلی از منظر تغییرات رفتاری، ارنست و اسپنگل^۸ (۲۰۱۱) با استفاده از رویکرد لاجیت برای بازه ۱۹۹۸ الی ۲۰۰۷ برای مجموعه‌ای از شرکت‌های اروپایی دریافتند که مشوق‌های مالیاتی باعث

1. Alam et al. (2019)
2. Becker & Hall (2013)
3. Hall & Van Reenen (2000)
4. Choi (2022)
5. Kashara et al. (2014)
6. Matching
7. Dumont (2013)
8. Ernst & Spengel (2011)

انگیزش بنگاه‌ها به شروع تحقیق و توسعه می‌گردد. هگلند و موئن^۱ (۲۰۰۷) نیز در تحلیلی بر روی بنگاه‌های نروژی در بازه ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۵ نشان دادند که قوی‌ترین اثرگذاری این مشوق‌ها بیشتر بر روی بنگاه‌هایی بوده است که در گذشته فعالیت تحقیق و توسعه نداشته‌اند و یا اگر داشته‌اند اندک بوده است. گزارش اخیر سازمان توسعه و همکاری اقتصادی^۲ (۲۰۲۰) هم مؤید اثر مشوق‌های مالیاتی هم بر شرکت‌های دارای تحقیق و توسعه قبلی و هم بر شرکت‌های جدید برای شروع می‌باشد.

موضوع تفاوت صنایع مختلف در واکنش به این گونه مشوق‌ها نیز به مرور توجه پژوهشگران قرار گرفته است؛ چه مطالعات محدودی که بر روی صنایعی خاص متمرکز شده‌اند و چه آن‌هایی که رگرسیون‌های جداگانه‌ای برای نمونه‌ها برحسب فناوری بالا در مقابل فناوری پایین انجام داده‌اند. به‌عنوان مثال، یانگ و همکاران^۳ (۲۰۱۲) با ترکیب سه رویکرد PSM، GMM و IV بر روی بنگاه‌های تایوانی برای سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۵، دریافتند که بنگاه‌های بخش الکترونیک در مقابل مشوق‌های مالی واکنش بیشتری داشته‌اند. بوداس‌فریتاس و همکاران^۴ (۲۰۱۷) نیز با مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های پیمایش نوآوری سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۶ و ۲۰۰۸ در سه کشور نروژ، ایتالیا و فرانسه، با بهره‌گیری از رویکرد همسان‌سازی نشان دادند شرکت‌ها در صنایع با سطح فناوری بالاتر به طور متوسط واکنش بیشتری به مشوق‌ها نشان می‌دهند.

در حالی که بخش قابل توجهی از مطالعات در گذشته خصوص ایالات متحده و کشورهای پیشرفته صورت گرفته اما مطالعات جدیدتر کشورهای در حال توسعه را نیز مورد توجه قرار داده است. کرسپی و همکاران^۵ (۲۰۱۶) برای آرژانتین با استفاده از داده‌های پیمایش نوآوری برای بازه ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۴ و با بهره‌گیری از مدل‌های پویای پنل دیتا، اثرگذاری بالاتر در صنایع با سطح فناوری پایین‌تر را گزارش داده‌اند. براساس مطالعه آن‌ها، به رغم اثرگذاری مشابه برای بنگاه‌های کوچک و بزرگ در بلندمدت، در کوتاه‌مدت این اثرگذاری در بنگاه‌های بزرگ‌تر بیشتر بوده است. مطالعه چیانگ و همکاران^۶ (۲۰۱۲) با استفاده از داده شرکت‌های بورسی تایوانی در بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۷ ضمن تأیید اثرگذاری نشان داد که اعتبار مالیاتی تحقیق و توسعه بیشترین تأثیر را زمانی دارد که شرکت در مرحله رکود است و کمترین تأثیر در زمان رشد شرکت دیده شده است. مطالعه چن و یانگ^۷ (۲۰۱۹) برای شرکت‌های بورسی چینی برای دو دوره ۲۰۱۰ و ۲۰۱۲ نیز نشان داد که اعتبار مالیاتی تحقیق و توسعه به طور قابل توجهی ورودی و خروجی نوآورانه شرکت‌ها را افزایش داده است.

-
1. Hægeland & Møen (2007)
 2. OECD (2020)
 3. Yang et al. (2012)
 4. Bodas-Freitas et al. (2017)
 5. Crespi et al. (2016)
 6. Chiang et al. (2012)
 7. Chen & Yang (2019)

با این حال، اثر مشوق بر حسب بخش و اندازه بنگاه ناهمگن بوده است، به نحوی که اعتبار مالیاتی تحقیق و توسعه به وضوح باعث افزایش نوآوری در شرکت‌های تولیدی و بزرگ می شود.

بررسی مطالعات صورت گرفته در خصوص تحقیق و توسعه در ایران نیز نشانگر آن است که توجه به ارزیابی سیاستی روش مند مبتنی بر روش‌های آماری و ریاضی در میان محققان اقتصادی در خصوص یارانه‌ها و مالیات‌ها برای تحقیق و توسعه به ندرت بوده است. نتایج مطالعات محدودی مانند برخوردار و عظیمی^۱ (۲۰۰۸) نشان می‌دهد، یارانه‌های تحقیق و توسعه اثر مثبت و معناداری در کوتاه مدت بر رشد اقتصادی ایران دارد اما در بلندمدت به رغم مثبت بودن اثر یارانه‌های تحقیق و توسعه، این اثر از نظر آماری معنادار نیست.

اگر از گزارش‌هایی که عموماً از منظر شناخت و معرفی نوشته شده‌اند بگذریم، تعداد محدودی از مطالعات صورت گرفته ناظر به ارزیابی سیاستی این گونه مشوق‌هاست. برخی از مهم‌ترین آن‌ها به نتایج زیر دست یافته‌اند:

✓ قاضی‌نوری و همکاران^۲ (۲۰۱۸) در تلاش به منظور طراحی ترکیبی از ابزارهای سیاستی برای افزایش هزینه کرد بخش کسب و کار ایران و پیاده سازی مدلی بر روی مجموعه‌ای متشکل از ۳۲ ابزار سیاستی ترکیب‌های سیاستی بهینه پارتو با استفاده از الگوریتم ژنتیک را مورد مطالعه قرار داده‌اند که نتایج نشان داده که اعتبارهای مالیاتی در کنار مجموعه‌ای از سیاست‌ها مانند خرید دولتی محصولات نوآورانه، خرید دولتی تحقیق و توسعه و... باید در سبد سیاستی دولت مورد توجه قرار گیرند.

✓ قاضی‌نوری و هاشمی^۳ (۲۰۲۱) با توجه ویژه به جنبه اندازه بنگاه اثربخشی ابزارهای سیاستی را در ۴۳۵ شرکت دانش بنیان از سه حوزه با فناوری بالا (نانو فناوری، فناوری زیستی و ICT) طی دو سال ۲۰۱۵ و ۲۰۱۷ با استفاده از طراحی عاملی و آزمایش فاکتوریل بررسی و مقایسه نمودند. نتایج حاکی است که معافیت مالیاتی و تأمین مالی مستقیم تأثیر مثبتی بر سرمایه گذاری تحقیق و توسعه برای شرکت‌های کوچک و متوسط داشته است، اما در شرکت‌های بزرگ تأمین مالی مستقیم اثرگذار بوده لیکن اثر معافیت مالیاتی معنادار نبوده است.

✓ سلطانزاده و همکاران^۴ (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های یک پیمایش بر روی ۲۵۰ شرکت دانش بنیان در سال ۲۰۱۶ تغییرات رفتاری ناشی از مداخلات دولت و تأثیر یارانه تحقیق و توسعه در شرکت‌های ایرانی (کوچک و متوسط و بزرگ) را مطالعه نموده‌اند. نتایج مطالعه که با استفاده از رویکرد PSM برای قبل و بعد اعمال سیاست انجام شده، حاکی است یارانه‌های تحقیق و توسعه تأثیر قابل توجهی بر متغیرهای رفتاری (قابلیت‌های نوآوری، موافقت‌نامه‌های همکاری و ریسک‌پذیری) در شرکت‌های کوچک و متوسط و شرکت‌های بزرگ دارد.

همان گونه که مشاهده شد، شواهد تجربی در مجموع مؤید اثرگذاری مشوق های مالیاتی بر روی تحقیق و توسعه است، لیکن میزان اثرگذاری متناسب با ویژگی های کشورها، بخش ها و بنگاه ها متفاوت است. از سوی دیگر، مطالعه و تحلیل این سیاست ها در ایران، نه فقط از حیث محدودیت مطالعات صورت گرفته، بلکه از جهت تکمیل ادبیات رو به رشد این حوزه درخصوص کشورهای در حال توسعه حائز اهمیت است. علاوه بر اینکه مرور مطالعات قبلی صورت گرفته درخصوص زمینه عوامل مؤثر بر تحقیق و توسعه بخش تجاری نیز حاکی است که عمده مطالعات (مانند رحیمی راد و همکاران ۱، ۲۰۱۹)) به دلیل محدودیت در داده عموماً در سطح صنعت و بدون وارد کردن متغیرهای سیاستی انجام شده است. مطالعه ما از حیث فراوانی و گستره بنگاه ها نیز قابل توجه است. عموم مطالعات کلیدی انجام شده روی داده شرکتهای دانش بنیان تمرکز نموده اند، این در حالی است که داده ما طیف گسترده ای از شرکتهای دانش بنیان و صنعتی را در بر می گیرد.

۳. مشوق های مالیاتی برای تحقیق و توسعه در جهان و ایران

مشوق های مالیاتی که یکی از اصلی ترین ابزار مالی حمایتی است، عموماً با مکانیسم های خودکار اعطا می شود و به همین دلیل ممکن است بر یارانه های مستقیم که برعکس، به طور انتخابی توسط نهادهای عمومی تخصیص می یابند، ترجیح داده شود. مشوق های مالیاتی تحقیق و توسعه ماهیت متفاوتی دارند. آن ها ممکن است شامل کسرهای افزایش یافته ۲ از درآمد مشمول مالیات شرکت (بدهی مالیاتی) یا به شکل اعتبار مالیاتی ۳ (تخفیف) اعطا شوند. در هر دو مورد، شرکتهای واجد شرایط تنها در صورتی می توانند از مشوق های مالی بهره برداری کنند که درآمد مشمول مالیات داشته باشند. لذا در صورت زیان، معمولاً امکان تعویق استفاده از آن در سالهای آتی وجود دارد (استرلاچینی و ونتورینی ۴، ۲۰۱۹). همچنین این مشوق ها می توانند طراحی های متفاوتی داشته باشد، به نحوی که کل حجم هزینه های تحقیق و توسعه در آن را سال را در بر بگیرند و یا آنکه صرفاً روی مقادیر افزایشی نسبت به سال قبل یا میانگین چند سال قبل (مانند ۳ سال) اعمال شوند (تامسون ۵، ۲۰۱۷).

مشوق های مالیاتی می توانند هم با کاهش مالیات برای بنگاه هایی که صرفاً مخارج تحقیق و توسعه دارند همراه باشند (انگیزه های وابسته به نهاد) ۶ و هم برای بنگاه هایی که درآمدهایی را از تجاری سازی دارائی های فکری ناشی از تحقیق و توسعه دارند تعریف شوند (انگیزه های وابسته به ستانده) ۷. مشوق های مالیاتی مربوط به نهاده ها، هزینه نهاده های مربوط به تحقیق و توسعه را برای بنگاه کاهش

1. Rahimi Rad et al. (2019)
2. Super Deductions
3. Tax Credits
4. Sterlacchini & Venturini (2019)
5. Thomson (2017)
6. Input-Related
7. Output-Related

می‌دهد و آن را برای بنگاه جذاب می‌سازد. درحالی‌که انگیزه‌های مربوط به ستاده، بازده روی محصولات نوآورانه‌ای را که توسط تحقیق و توسعه و سایر دارائی‌های فکری و معنوی به وجود می‌آیند افزایش می‌دهد. (استراتهوف و همکاران، ۲۰۱۴)

در ایران نیز وجود مشوق‌های مالیاتی متعددی در قوانین که به صورت مستقیم یا غیر مستقیم بر روی تحقیق و توسعه اثرگذار می‌باشد وجود داشته است که اهم آن‌ها را مرور می‌کنیم:

الف) قانون مالیات‌های مستقیم

براساس ماده ۱۴۴ این قانون درآمدی که بابت حق اختراع یا حق اکتشاف عاید مخترعین و مکتشفین می‌گردد به طور کلی و نیز درآمد ناشی از فعالیت‌های پژوهشی و تحقیقاتی مراکزی که دارای پروانه تحقیق از وزارتخانه‌های ذی صلاح می‌باشند، به مدت ۱۰ سال معاف از مالیات می‌باشند.

همچنین براساس ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم در اصلاحات سال ۱۳۹۴، معادل هزینه‌های تحقیقاتی و پژوهشی اشخاص حقوقی خصوصی و تعاونی در واحدهای تولیدی و صنعتی دارای پروانه بهره‌برداری که در قالب قرارداد منعقد با دانشگاه‌ها یا مراکز پژوهشی و آموزش عالی در چهارچوب نقشه جامع علمی کشور انجام می‌شود، مشروط بر اینکه گزارش پیشرفت سالانه آن به تصویب شورای پژوهشی دانشگاه‌ها و یا مراکز تحقیقاتی مربوطه برسد و ناخالص درآمد ابرازی حاصل از فعالیت‌های تولیدی و معدنی آن‌ها کمتر از پنج میلیارد ریال نباشد، حداکثر به میزان ده درصد (۱۰٪) مالیات ابرازی سال انجام هزینه مذکور بخشوده می‌شود.

ب) قانون مالیات بر ارزش افزوده

در ماده ۱۲ این قانون عرضه و واردات برخی کالاها و خدمات از پرداخت مالیات معاف می‌باشد که از آن جمله انواع خدمات پژوهشی و آموزشی است.

ج) قانون حمایت از شرکت‌ها و مؤسسات دانش‌بنیان و تجاری‌سازی نوآوری‌ها و اختراعات

در ماده ۳ این قانون یکی از حمایت و تسهیلات قابل اعطا به شرکت‌ها و مؤسسات دانش‌بنیان موضوع این قانون معافیت از پرداخت مالیات، عوارض، حقوق گمرکی، سود بازرگانی و عوارض صادراتی به مدت ۱۵ سال است. البته براساس آیین‌نامه‌های اجرایی این قانون، این معافیت متعلق به تمام دسته‌های شرکت‌های دانش‌بنیان نبوده و تنها شرکت‌های دانش‌بنیان تولیدی و نوپای نوع یک، آن هم تنها برای کالاها و محصولات دانش‌بنیان آن‌ها را شامل می‌شود.

1. Straathof et al. (2014)

۲. شرکت‌های دانش‌بنیان نوپا شرکت‌هایی هستند که به تازگی آغاز به فعالیت کرده و تاکنون درآمد یا اظهارنامه مالیاتی نداشته یا اظهارنامه مالیاتی صفر داشته‌اند. این شرکت‌ها باید حداقل تا مرحله نمونه آزمایشگاهی پیش رفته باشند و بیش از ۲۵ درصد درآمدشان از فروش محصولات و تولیدات دانش‌بنیان حاصل شده باشد. سطح فناوری و پیچیدگی این محصولات بسیار بالا بوده و ارزش افزوده آن زیاد است.

د) قانون جهش تولید دانش بنیان

آخرین قانونی که موضوع معافیت‌های مالیاتی به صورت چشمگیری در آن مطرح شده است، قانون جهش دانش بنیان تولید است که جدا از اشارات مختلف به موضوع مالیات، که برخی از آن‌ها اصلاحات قانون مالیات مستقیم و مانند آن است، ماده ۱۱ به صورت کامل هدف جهت‌دهی حمایت‌های مالیاتی اختصاص یافته است. مهم‌ترین بند این ماده، بند ب آن می‌باشد که براساس آن معادل هزینه انجام شده برای فعالیت‌های تحقیق و توسعه، به عنوان اعتبار مالیاتی با قابلیت انتقال به سنوات آتی به شرکت‌ها و مؤسسات متقاضی اعطا می‌شود و معادل آن از مالیات قطعی شده سال انجام هزینه مذکور یا سال‌های بعد کسر می‌شود. علاوه بر اینکه در بند ت این ماده، اعتبار مالیاتی مشابه بند ب برای سرمایه‌گذاری مستقیم در شرکت‌ها و مؤسسات دانش بنیان و فناوری تعریف شده است.

۴. روش‌شناسی

با توجه به اهمیت شاخص شدت تحقیق و توسعه (چه در سطح ملی به عنوان نسبتی از مخارج تحقیق و توسعه به تولید ناخالص داخلی و چه در سطح بنگاه به عنوان نسبت هزینه‌های تحقیق و توسعه به درآمد بنگاه)، در این تحقیق بر روی این شاخص تمرکز شده است که قاعدتاً برای شرکت‌هایی که این گونه هزینه‌ها را متقبل می‌شوند عددی بزرگ‌تر از صفر و کوچکتر از یک می‌باشد.

در بسیاری از تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی، متغیر مد نظر نسبتی بین ۰ و ۱ می‌باشد؛ مثال‌ها شامل مواردی مانند نرخ‌های مشارکت، سهم‌های بازار، نسبت بدهی در تامین مالی شرکت، نسبت مساحت زمین اختصاص یافته به کشاورزی به کل زمین‌های در دسترس و نسبت صادرات در کل فروش می‌باشد. ماهیت محدود در این گونه متغیرها - و در برخی موارد انباشت زیاد و چشمگیر داده‌ها در یک یا هر دوی کران‌ها - منجر به محدودیت‌هایی در تخمین و استنباط در این زمینه می‌شود. به ویژه، استفاده معمول از مدل‌های رگرسیون خطی در مواردی از این دست، روش چندان دقیق و درستی نیست، چرا که تضمین‌کننده آن نمی‌باشد که مقادیر پیش‌بینی شده توسط این تخمین‌ها در محدوده ۰ و ۱ قرار گیرد (رامال‌هو و همکاران، ۲۰۱۱). این دغدغه در سالیان اخیر محققان را بر این داشته است که بر روی فرم‌های تابعی ناشی از این گونه داده‌ها تمرکز نمایند و مدل‌های تحت عنوان مدل‌های رگرسیونی کسری^۱ را توسعه دهند.

اساساً در مطالعات تجربی علاقه اصلی محققین برآورد میانگین شرطی $E(y|x)$ با توجه به مجموعه‌ای از متغیرهاست. در این مورد، آن‌ها با دو تصمیم اصلی روبرو هستند: (۱) کدام شکل تابعی را در نظر بگیرند، و (۲) کدام روش را در تخمین مدل حاصل استفاده نمایند. همان‌گونه که رامال‌هو و همکاران (۲۰۱۱) نیز اشاره و جزئیات را تشریح نموده‌اند، تاکنون اکثر نویسندگان برای مطالعات با متغیر

وابسته بین ۰ و ۱، انتخاب یک فرم لجستیک برای میانگین شرطی y و استفاده از روش شبه حداکثر راست‌نمایی^۱ (QML) پیشنهاد شده توسط پاپکه و وولدریج^۲ (۱۹۹۶) را در نظر گرفته‌اند.

مدل پیشنهادی آن‌ها که برای حل دغدغه‌های متصور در خصوص متغیرهای وابسته محدود به صفر و ۱ توسعه داده شده است، تنها نیازمند فرضی در خصوص فرم تابعی y می‌باشد که محدودیت ذکر شده را بر روی میانگین شرطی متغیر وابسته اعمال می‌نماید. این کار به صورت زیر می‌پذیرد:

$$E(y | x) = G(\theta x) \quad (۱)$$

که در آن $G(\cdot)$ برخی توابع غیرخطی هستند که تضمین‌کننده برقراری شرط $0 \leq G(\cdot) \leq 1$ می‌باشند. مدل تعریف شده در معادله بالا می‌تواند به صورت سازگاری توسط روش شبه حداکثر راست‌نمایی پیشنهاد شده توسط پاپکه و وولدریج (۱۹۹۶) تخمین زده شود. مدل‌های غیرخطی حداقل مربعات و یا حداکثر راست‌نمایی به عنوان جایگزین این رویکرد نیز ممکن است استفاده شود، اما علاوه بر این که کارایی آن‌ها نسبت به این رویکرد کمتر است، نیازمند تعیین دقیق توزیع شرطی y نیز می‌باشند که عموماً توزیع بتا انتخاب می‌گردد.

پاپکه و وولدریج (۱۹۹۶) تخمین مدل‌های رگرسیونی کسری را با استفاده از رویکرد شبه حداکثر راست‌نمایی پیشنهاد دادند که بر مبنای تابع راست‌نمایی لگاریتمی برنولی^۳ به صورت زیر بنا نهاده شده است:

$$LL_i(\theta) = y_i \log[G(x_i\theta)] + (1 - y_i) \log[1 - G(x_i\theta)] \quad (۲)$$

با این فرض که توزیع برنولی عضوی از خانواده توزیع‌های توانی خطی است، تخمین‌زننده شبه حداکثر راست‌نمایی به صورت زیر تعریف شده است:

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} \sum_{i=1}^N LL_i(\theta) \quad (۳)$$

که سازگار و به صورت حدی نرمال می‌باشد، بدون آنکه نیاز باشد که فرم تابعی میانگین شرطی y نسبت به x به درستی تعیین گردیده باشد. توزیع حدی تخمین‌زننده شبه حداکثر راست‌نمایی به صورت زیر می‌باشد:

$$\sqrt{N}(\hat{\theta} - \theta_0) \xrightarrow{d} \mathcal{N}(0, V), \quad (۴)$$

به طوری که $V = A^{-1}BA^{-1}$ که در آن $A = E[-\nabla_{\theta\theta'} LL(\theta)]$ و $B = E[\nabla_{\theta} LL(\theta) \nabla_{\theta'} LL(\theta)]$ می‌باشند. تخمین‌زننده‌های سازگار برای A و B به صورت زیر به دست می‌آیند:

$$\hat{B} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2 \hat{g}_i^2 x_i' x_i [\hat{G}_i(1 - \hat{G}_i)]^{-2} \text{ و } \hat{A} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{g}_i^2 x_i' x_i [\hat{G}_i(1 - \hat{G}_i)]^{-1} \quad (۵)$$

به طوری که $\hat{G}_i \equiv G(x_i\hat{\theta})$, $g(x_i\theta) = \frac{\partial G(x_i\theta)}{\partial (x_i\theta)}$, $\hat{g}_i \equiv g(x_i\hat{\theta})$, $\hat{u}_i = y_i - \hat{G}_i$.

1. Quasi Maximum Likelihood (QML)

2. Papke & Wooldridge (1996)

3. Bernoulli log-likelihood function

۵. تصریح مدل و داده‌ها

براساس توضیحات بخش مبانی نظری و روش‌شناسی، کمیت و کیفیت داده در دسترس و همچنین با الگوبرداری از کلیات مدلی که توسط شیبیا^۱ (۲۰۲۳) استفاده شده، مدل اقتصادسنجی زیر به‌منظور بررسی اثر معافیت‌های مالیاتی بر روی مخارج تحقیق و توسعه بنگاه‌های تجاری کشور در نظر گرفته شده است:

$$R\&D_i = Researcher_i + Size_i + ExtFinance_i + KBEDev_i + TaxIncentive_i + TechLevel_i + C \quad (۶)$$

که در آن متغیر وابسته $R\&D_i$ سهم هزینه‌های جاری تحقیق و توسعه بنگاه به کل هزینه‌های بنگاه می‌باشد. ۲. متغیرهای توضیحی نیز شامل این مواردند:

- تعداد محققان ($Researcher$): تعداد پژوهشگران که به‌صورت لگاریتمی وارد مدل شده است.
- اندازه بنگاه ($Size$): از مجموع مخارج جاری و سرمایه‌ای بنگاه به‌عنوان شاخصی از اندازه بنگاه به‌صورت لگاریتمی در مدل استفاده شده است.
- دسترسی به منابع مالی بیرونی ($ExtFinance$): برای هر بنگاهی که توانسته است از هر منبع مالی غیر از منابع داخلی خود برای تحقیق و توسعه استفاده نماید، به متغیر مقدار ۱ و در غیر آن صفر اختصاص یافته است.
- سطح توسعه‌یافتگی دانش‌بنیان استان ($KBEDev$): با توجه به اهمیت جوانب نهادی و دسترسی به زیرساخت‌ها و منابع مورد نیاز، این متغیر با کمک گرفتن از نتایج مطالعه علی‌نژاد و همکاران^۲ (۲۰۲۱) وارد مدل شده است. با استفاده از طبقه‌بندی آن‌ها، این متغیر برای استان تهران به‌عنوان استانی با فاصله چشمگیر از سایر استان‌ها در سطح توسعه‌یافتگی اقتصاد دانش‌بنیان، عدد ۳ به‌عنوان بالاترین سطح در نظر گرفته شده است. برای ۱۰ استان شامل البرز، سمنان، قم، کرمان، مازندران، یزد، آذربایجان شرقی، اصفهان، خراسان رضوی و فارس به‌عنوان طیف میانی عدد ۲ و برای سایر استان‌ها عدد ۱ در نظر گرفته شده است.
- مشوق مالیاتی ($TaxIncentive$): منظور معافیت مالیاتی موضوع ماده ۲۲ آیین‌نامه اجرایی قانون حمایت از شرکت‌ها و مؤسسات دانش‌بنیان است که براساس آن درآمد مشمول مالیات شرکت‌ها و مؤسسات دانش‌بنیان به مدت ۱۵ سال از زمان صدور مجوز معاف از مالیات می‌باشد. برای شرکتهای مشمول این معافیت، میزان متغیر ۱ و برای مابقی صفر در نظر گرفته شده است.

1. Shibia (2023)

۲. با توجه به اهمیت شاخص شدت تحقیق و توسعه و توجه سیاست‌گذاران در ایران و جهان در اهداف سیاستی، این شاخص از ابتدا مورد توجه پژوهشگران این مقاله بود، لیکن از آنجایی که در داده پیمایش میزان درآمد دریافت نشده، از این نسبت استفاده شده است. این شاخص با توجه به کمیت و کیفیت داده در دسترس انتخاب شده است.

3. Alinezhad et al. (2021)

• سطح فناوری (*TechLevel*): با توجه به صنعت مورد فعالیت بنگاه‌ها و با استفاده از دسته‌بندی مورد استفاده دو نهاد پیشروی این حوزه یعنی UNCTAD و OECD، برای سطح بالای فناوری عدد ۳، سطح متوسط عدد ۲ و برای سطح پایین عدد ۱ اختصاص داده شده است. داده‌های مورد استفاده نتایج طرح آمارگیری از کارگاه‌های دارای فعالیت تحقیق و توسعه کشور در سال ۱۳۹۸ است که توسط مرکز آمار ایران انجام شده است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در این سال تعداد ۴۱۵۴ واحد در زمینه تحقیق و توسعه فعال بوده‌اند که از این تعداد، ۳۹۴ واحد (۹/۵ درصد) را مراکز تحقیقاتی، ۳۱۰ واحد (۷/۵ درصد) را دانشگاه‌ها و مؤسسات آموزش عالی و ۳۴۵۰ واحد (۸۳ درصد) را سایر کارگاه‌های دارای فعالیت تحقیق و توسعه به خود اختصاص داده‌اند. در جدول ۱ نمای کلی و ترکیب هزینه‌های تحقیق و توسعه کشور در سال ۱۳۹۸ قابل مشاهده است.

جدول ۱: هزینه تحقیق و توسعه کارگاه‌های دارای فعالیت تحقیق و توسعه

برحسب نوع هزینه در سال ۱۳۹۸ (میلیارد ریال)

بخش	هزینه‌های جاری				هزینه‌های سرمایه‌ای	کل هزینه‌ها
	مزد و حقوق محققان	مزد و حقوق سایر کارکنان تحقیق و توسعه	سایر	کل هزینه‌های جاری		
بنگاه‌های تجاری	۱۹,۹۱۳	۴,۶۲۲	۲۳,۰۵۷	۴۷,۵۹۲	۲۲,۸۳۶	۷۰,۴۲۸
دولت	۳۰,۴۱۸	۲۳,۵۵۱	۱۳,۰۴۴	۶۷,۰۱۴	۱۵,۴۸۸	۸۲,۵۰۱
آموزش عالی	۳۵,۹۵۱	۸,۶۴۸	۸,۵۰۴	۵۳,۱۰۳	۹,۰۹۰	۶۲,۱۹۳
مؤسسات غیرانتفاعی	۳۴۵	۱۰۹	۹۸	۵۵۲	۳۲	۵۸۴
کل	۸۶,۶۲۷	۳۶,۹۳۱	۴۴,۷۰۳	۱۶۸,۲۶۱	۴۷,۴۴۶	۲۱۵,۷۰۶

(منبع: مرکز آمار)

با استفاده از داده‌های این پیمایش، ما در این مقاله بر روی تحقیق و توسعه بخش تجاری تمرکز نموده‌ایم و با پالایش داده در اختیار و انطباق نوع شرکت با معافیت‌های مالیاتی موضوع قانون حمایت از شرکت‌های دانش‌بنیان، به بررسی اثر معافیت‌های مالیاتی بر روی عملکرد تحقیق و توسعه ۲,۶۷۸ بنگاهی پرداخته‌ایم که داده‌های قابل‌اتکای بیشتری داشته‌اند.

۶. یافته‌ها و نتایج

از آن جایی که متغیر وابسته مورد مطالعه نسبت مخارج جاری تحقیق و توسعه به کل مخارج جاری بنگاه می‌باشد که مقداری در بازه ۰ تا ۱ دارد و با توجه به توضیحات ارائه‌شده در بخش روش‌شناسی، مدل پیشنهادی با استفاده از چهارچوب الگوی لاجیت کسری در نرم‌افزار Stata17 تخمین زده شده که نتایج برآورد در جدول (۲) و میانگین اثرات نهایی در جدول (۳) قابل مشاهده است.

جدول ۲: برآورد مدل FRM لاجیت با متغیر وابسته نسبت مخارج جاری تحقیق و توسعه به کل مخارج جاری

Fractional logistic regression				Number of obs = 2,678
				Wald chi2(6) = 1599.30
				Prob > chi2 = 0.0000
Log pseudolikelihood = -1178.2056				Pseudo R2 = 0.1939
متغیر	ضریب	خطای استاندارد (Std.Err.)	آماره Z	Prob
تعداد محققان (Researcher)	۰.۷۴۶۲	۰.۰۳۴۵	۲۱.۶۱	۰.۰۰۰
اندازه بنگاه (Size)	-۰.۷۲۵۱	۰.۰۱۹۶	-۳۶.۹۷	۰.۰۰۰
دسترسی به منابع مالی بیرونی (ExtFinance)	۰.۲۳۶۴	۰.۰۵۸۰	۴.۰۷	۰.۰۰۰
سطح توسعه‌یافتگی دانش‌بنیانی استان (KBEDev)	۰.۱۴۳۸	۰.۰۳۵۰	۴.۱۰	۰.۰۰۰
مشوق مالیاتی (TaxIncentive)	۰.۱۱۵۸	۰.۰۵۸۴	۱.۹۸	۰.۰۴۷
سطح فناوری (TechLevel)	۰.۱۰۲۸	۰.۰۳۷۹	۲.۷۱	۰.۰۰۷
ضریب ثابت (C)	-۰.۴۰۰۴	۰.۱۴۳۱	-۲.۸۰	۰.۰۰۵

(منبع: یافته محققان)

جدول ۳: میانگین اثرات نهایی مدل FRM لاجیت با متغیر وابسته نسبت مخارج جاری تحقیق و توسعه به کل مخارج جاری

.margins, dydx(*)				Number of obs = 2,678
Average marginal effects				
Model VCE: Robust				
Expression: Conditional mean of srddcurrent, predict()				
dy/dx wrt: Researcher Size ExtFinance KBEDev Taxincentive TechLevel				
متغیر	dy/dx	خطای استاندارد Delta-method) (Std. Err.	آماره Z	Prob
تعداد محققان (Researcher)	۰.۱۰۷۵	۰.۰۰۴۵	۲۳.۷۱	۰.۰۰۰
اندازه بنگاه (Size)	-۰.۱۰۴۵	۰.۰۰۲۱	-۴۸.۹۴	۰.۰۰۰
دسترسی به منابع مالی بیرونی (ExtFinance)	۰.۰۳۴۰	۰.۰۰۸۳	۴.۰۷	۰.۰۰۰
سطح توسعه‌یافتگی دانش‌بنیانی استان (KBEDev)	۰.۰۲۰۷	۰.۰۰۵۰	۴.۱۰	۰.۰۰۰
مشوق مالیاتی (TaxIncentive)	۰.۰۱۶۷	۰.۰۰۸۴	۱.۹۸	۰.۰۴۷
سطح فناوری (TechLevel)	۰.۰۱۴۸	۰.۰۰۵۴	۲.۷۲	۰.۰۰۷

(منبع: یافته محققان)

جداول نتایج نشان‌دهنده آن است که مجموعه آماره‌های به‌دست آمده نشانگر اعتبار مدل و معناداری یکیک متغیرهای وارد شده در سطح خطای ۵٪ می‌باشد. علامت و اندازه نسبی به‌دست آمده برای متغیرها نیز با توجه به نتایج برآورد و اثرات نهایی محاسبه شده درمجموع با پیش‌بینی‌های برآمده از ادبیات موضوع هم‌خوانی دارد.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود تعداد محققان به‌صورت نسبی بیشترین اثرگذاری را بر روی میزان هزینه‌کرد تحقیق و توسعه شرکت در میان متغیرهای موجود در مدل از خود نشان می‌دهد. اهمیت موضوع نیروی انسانی برای تحقیق و توسعه به نحوی است که حتی در مطالعه‌ای مانند بلوم و همکاران^۱ (۲۰۱۹) که اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تفکیک شده‌اند، به این نکته اشاره شده است که هرچند در کوتاه‌مدت اعتبارات مالیاتی تحقیق و توسعه و یارانه مستقیم بیشترین بهره‌وری را دارند، اما در طولانی‌مدت، افزایش عرضه سرمایه انسانی باکیفیت مؤثرتر است.

درخصوص اندازه بنگاه ما از حجم کل هزینه‌های شرکت به‌عنوان شاخصی از میزان اندازه بنگاه استفاده نموده‌ایم که منفی و معنادار می‌باشد. همان‌گونه که در مرور پیشینه هم اشاره شد شرکت‌هایی با سود کم ممکن است همچنان در تحقیق و توسعه سرمایه‌گذاری کنند تا از توسعه محصولات جدید اطمینان حاصل کنند. برعکس، شرکت‌هایی با درآمد و سودآوری بالا ممکن است همیشه در سطح بالاتری از تحقیق و توسعه قرار نگیرند. (ژو و سیم، ۲۰۱۸) در سطح کلان نیز همان‌گونه که در گزارش‌هایی مانند سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (۲۰۲۳) دیده می‌شود در اقتصادهای بزرگ‌تر، لزوماً شدت تحقیق و توسعه بالاتر مشاهده نمی‌شود.

درخصوص سطح فناوری و دسترسی به منابع مالی بیرونی نیز ضریب و علامت مطابق انتظار است. نتایج حاکی است در بنگاه‌هایی که در صنایع با سطح فناوری بالاتر فعالیت می‌کنند، میزان هزینه‌های تحقیق و توسعه بالاتر می‌باشد. همچنین بنگاه‌هایی که توانسته‌اند به منابع مالی بیرون از بنگاه، اعم از عمومی و دولتی، خصوصی، بین‌المللی و ... دست یابند، نسبت بالاتری از تحقیق و توسعه را در مخارج جاری خود داشته‌اند.

سطح توسعه‌یافتگی دانش‌بنیانی استان محل استقرار هم به‌صورت مثبت و معناداری بر مخارج تحقیق و توسعه بنگاه اثر مثبت داشته است. بدون شک چه از منظر نیروی انسانی و چه منابع و زیرساخت‌های دیگر، توسعه‌یافتگی لازم زمینه‌ساز سهم بالاتر تحقیق و توسعه در مخارج بنگاه است. این نتیجه در مطالعات مقایسه‌ای مانند کاتلو و گراسانو^۲ (۲۰۲۲) نیز به تأیید رسیده است.

1. Bloom et al. (2019)

2. Castello and Grassano (2022)

مشوق مالیاتی نیز دارای اثر مثبت و معناداری بوده است. با این حال، مقدار ضریب این متغیر در مقایسه با ضریب متغیر تعداد پژوهشگران، اندازه بنگاه، دسترسی به همکاری فناورانه و توسعه یافتگی استان کمتر است. لیکن از متغیر سطح فناوری بزرگتر بوده و نشان می‌دهد که تصمیم بنگاه به هزینه‌کرد تحقیق و توسعه بیش از سطح فناوری، به مشوق‌هایی مانند مالیات بستگی دارد.

۷. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پس از دو دهه استقرار گسترده، استفاده روزافزون کشورها از مشوق‌های مالیاتی برای تحقیق و توسعه نشان‌دهنده اجماعی است که روی اثرگذاری این نوع مشوق‌ها وجود دارد. در حالی که اهمیت اقتصاد دانش‌بنیان در کشور طی سالیان اخیر افزایش یافته و برخی شاخص‌های کمی در برنامه و بودجه‌های مختلف سالیانه و بلندمدت کشور قرار گرفته و می‌گیرد، تلاش برای استفاده از ساز و کارها و ابزارهای متنوع برای توسعه این حوزه گسترش یافته است. این مهم، اقدامی ضروری و تحسین‌برانگیز است لیکن یافته‌های این تحقیق و انطباق آن با مسائل کلان کشور، در مجموع مؤید آن است که در استفاده از این ابزارها، مواردی از این دست را باید مورد توجه قرار داد:

- ✓ به طور کلی، از نقطه نظر اقتصاد کلان و بودجه دولت، طراحی بهینه این سیاست‌ها را ضرورت دارد؛ چراکه هم دولت به لحاظ سیاست‌های کلان افزایش درآمدهای مالیاتی را دستور کار قرار دارد و هم اینکه در شرایط پرتلاطم اقتصادی و با محدودیت منابع مالی، استفاده و هدف‌گذاری مؤثر و بهینه آن‌ها بسیار حائز اهمیت است.
- ✓ یافته‌های ما مؤید اثرگذاری استفاده از این مشوق‌هاست. هرچند موضوع مطالعه ما اثرات رفتاری این مشوق‌ها، یعنی اثرگذاری آن بر روی شرکت‌هایی که پیش‌تر تحقیق و توسعه نداشته‌اند و با این مشوق‌ها تحقیق و توسعه را شروع نموده‌اند نبوده است، لیکن نتایج مؤید تأثیری مثبت بر بر روی شرکت‌هایی که پیش‌تر مخارج تحقیق و توسعه داشته‌اند، بوده است.
- ✓ نتایج الگوی ما حاکی است که اهمیت منابع انسانی باکیفیت و دسترسی به منابع مالی بیرون از بنگاه در مقایسه با این مشوق‌ها برجسته‌تر است. لذا سیاست‌هایی مانند امکان امریه فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در شرکت‌های صنعتی و دانش‌بنیان، اعطای تسهیلات با نرخ ترجیحی و کمک‌هزینه‌ها و انواع ساز و کارهای تسهیل و تشویق مشارکت‌های فناورانه، مکمل مشوق‌های مالیاتی به حساب می‌آیند.
- ✓ سیاست‌گذاری فناوری و نوآوری طیفی از ابزارهای سیاستی را در بر می‌گیرد و همان‌گونه که در بخش مبانی نظری و پیشنهاد پژوهش نیز اشاره شد، استفاده از ابزاری مانند یارانه‌های مستقیم

تحقیق و توسعه یا خریدهای دولتی نیز ابزارهای مهمی به‌شمار می‌آیند. لذا انتخاب ترکیب سیاستی^۱ مناسب و اثربخش، بسیار حائز اهمیت و توجه می‌باشد.

لذا درمجموع، برای حمایت مؤثر از شرکت‌های دانش‌بنیان و داشتن کشوری با تحقیق و توسعه بیشتر، صرف ارائه معافیت‌های مالیاتی و مشوق‌های مالی کافی نیست و باید مجموعه‌ای از سازوکارها به‌کار گرفته شود. مشوق‌های مالی باید به گونه‌ای مورد استفاده قرار گیرند که هزینه‌ها را حداقل و رشد اقتصادی و بهره‌وری را حداکثر سازند. مطالعه بیشتر چگونگی استفاده هم‌زمان این ابزارها، به‌ویژه با رویکردهای اقتصادی و با سنجش اثرات بالقوه آن‌ها، می‌تواند بخشی از مطالعات آتی سایر محققان باشد.

۸. سپاسگزاری

محققان وظیفه خود می‌دانند از همکاری مدیریت و کارکنان محترم دفتر فرهنگی، اجتماعی و بازرگانی مرکز آمار ایران که ضمن حفظ اصول محرمانگی و حرفه‌ای، امکان استفاده از اطلاعات این آمارگیری را فراهم نمودند، صمیمانه تشکر نمایند.

References

- Aghion, P. & Howitt, P. (2018). Endogenous growth theory. In *Palgrave Macmillan UK eBooks* (pp. 3632–3636). https://doi.org/10.1057/978-1-349-95189-5_2545
- Akcigit, U., Grigsby, J., Nicholas, T. & Stantcheva, S. (2021). Taxation and innovation in the twentieth century. *Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 329–385. <https://doi.org/10.1093/qje/qjab022>
- Alam, A., Uddin, M. & Yazdifar, H. (2019). Institutional determinants of R&D investment: Evidence from emerging markets. *Technological Forecasting and Social Change*, 13, 34–44. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2018.08.007>
- Alinezhad, Z., Najafi, M., Fathollahi, J. & Nader Zali. (2021). Classification of Iranian provinces from the perspective of regional knowledge-based economy index using fuzzy k-means and c-means clustering algorithms. *Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 21(1), 117–146. [In Persian]
- Arrow, K.J. (1962). Economic welfare and the allocation of resources for invention. In *Princeton University Press eBooks* (pp. 609–626). <https://doi.org/10.1515/9781400879762-024>
- Barkhrodari, S. & Azimi, N. (2008). The short-term and long-term effects of research and development subsidies on Iran's economic growth. *Quarterly Journal of New Economy and Trade*, 4(14): 111-128. [In Persian]
- Becker, B. & Hall, S.G. (2012). Do R&D strategies in high-tech sectors differ from those in low-tech sectors? An alternative approach to testing the pooling assumption. *Economic Change and Restructuring*, 46(2), 183–202. <https://doi.org/10.1007/s10644-012-9122-7>
- Bloom, N., Van Reenen, J. & Williams, H. (2019). A toolkit of policies to promote innovation. *Journal of Economic Perspectives*, 33(3), 163–184. <https://doi.org/10.1257/jep.33.3.163>
- Bodas Freitas, I., Castellacci, F., Fontana, R., Malerba, F. & Vezzulli, A. (2017). Sectors and the additionality effects of R & D tax credits: A cross-country microeconomic analysis. *Research Policy*, 46(1), 57–72. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.10.002>
- Cavalcante, L.R. (2014). An analysis of the business enterprise research and development expenditures composition in Brazil. An Analysis of the Business Enterprise Research and Development Expenditures Composition in Brazil. *Revista Brasileira De Inovação*, 13(2), 433. <https://doi.org/10.20396/rbi.v13i2.8649085>
- Chen, L. & Yang, W. (2019). R&D tax credits and firm innovation: Evidence from China. *Technological Forecasting and Social Change*, 146, 233–241. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2019.05.018>
- Chiang, S., Lee, P. & Anandarajan, A. (2012). The effect of R&D tax credit on innovation: A life cycle analysis. *Innovation: Management, Policy and Practice*, 14(4), 510–523. <https://doi.org/10.5172/impp.2012.14.4.510>
- Choi, J. (2022). Do Government Incentives to Promote R&D Increase Private R&D Investment? *World Bank Research Observer*, 37(2), 204–228. <https://doi.org/10.1093/wbro/lkac004>

- Coad, A. & Rao, R. (2010). Firm growth and R&D expenditure. *Economics of Innovation and New Technology*, 19(2), 127–145. <https://doi.org/10.1080/10438590802472531>
- Coccia, M. (2012). Political economy of R&D to support the modern competitiveness of nations and determinants of economic optimization and inertia. *Technovation*, 32(6), 370–379. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2012.03.005>
- Crespi, G., Giuliadori, D., Giuliadori, R.F. & Rodriguez, A. (2016). The effectiveness of tax incentives for R&D+i in developing countries: The case of Argentina. *Research Policy*, 45(10), 2023–2035. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.07.006>
- Dumont, M. (2013). The impact of subsidies and fiscal incentives on corporate R&D expenditures in Belgium (2001–2009). *Reflète Et Perspectives De La Vie Économique Tome LII, (1)*, 69–91. <https://doi.org/10.3917/rpve.521.0069>
- Edquist, C. & Hommen, L. (2008). Small country Innovation systems. In *Edward Elgar Publishing eBooks*. <https://doi.org/10.4337/9781847209993>
- Ernst, C. & Spengel, C. (2011). Taxation, R&D Tax Incentives and Patent Application in Europe. *Social Science Research Network* <https://doi.org/10.2139/ssrn.1805762>
- Freitas, I.B., Castellacci, F., Fontana, R., Malerba, F. & Vezzulli, A. (2017). Sectors and the additionality effects of R&D tax credits: A cross-country microeconomic analysis. *Research Policy*, 46(1), 57–72. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.10.002>
- Garcia, A. & Mohnen, P. (2010). Impact of government support on R&D and innovation. *RePEc Research Papers in Economics*, (034). Retrieved from <http://collections.unu.edu/eserv/UNU:267/wp2010-034.pdf>
- Ghazinoory, S. & Hashemi, Z. (2021). Do tax incentives and direct funding enhance innovation input and output in high-tech firms? *The Journal of High Technology Management Research*, 32(1), 100394. <https://doi.org/10.1016/j.hitech.2020.100394>
- Ghazinoory, S., Amiri, M. & Alizadeh, P. (2018). Designing innovation policy mix: a multi-objective decision-making approach. *Economics of Innovation and New Technology*, 28(4), 365–385. <https://doi.org/10.1080/10438599.2018.1500115>
- Griffith, R., Redding, S.J. & Van Reenen, J. (2004). Mapping the Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Industries. *The Review of Economics and Statistics*, 86(4), 883–895. <https://doi.org/10.1162/0034653043125194>
- Hall, B.H. & Van Reenen, J. (2000). How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence. *Research Policy*, 29(4–5), 449–469. [https://doi.org/10.1016/s0048-7333\(99\)00085-2](https://doi.org/10.1016/s0048-7333(99)00085-2)
- Hall, B.H. (2020). Tax Policy for Innovation. *NBER Chapters in Innovation and Public Policy*, 151–188, National Bureau of Economic Research.
- Hægeland, T. & Møen, J. (2007). The relationship between the Norwegian R&D tax credit scheme and other innovation policy instruments. *Statistics Norway*, Oslo.

- Himmelberg, C.P. & Petersen, B.C. (1994). R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries. *The Review of Economics and Statistics*, 76(1), 38. <https://doi.org/10.2307/2109824>
- Ivus, O., Jose, M. & Sharma, R. (2021). R&D tax credit and innovation: Evidence from private firms in india. *Research Policy*, 50(1), 104128. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2020.104128>
- Kasahara, H., Shimotsu, K. & Suzuki, M. (2014). Does an R&D tax credit affect R&D expenditure? The Japanese R&D tax credit reform in 2003. *Journal of the Japanese and International Economies*, 31, 72–97. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2013.10.005>
- Lai, Y., Lin, F. & Lin, Y. (2015). Factors affecting firm's R&D investment decisions. *Journal of Business Research*, 68(4), 840–844. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2014.11.038>
- Moncada-Paternò-Castello, P. & Grassano, N. (2021). The EU vs US corporate R&D intensity gap: investigating key sectors and firms. *Industrial and Corporate Change*, 31(1), 19–38. <https://doi.org/10.1093/icc/dtab043>
- OECD (2020). The effects of R&D tax incentives and their role in the innovation policy mix: Findings from the OECD microBeRD project, 2016-19, OECD Science, Technology and Industry Policy Papers No. 92, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/65234003-en>.
- OECD (2023). OECD Science, Technology and Innovation Outlook 2023: Enabling Transitions in Times of Disruption. *OECD Publishing*, Paris. <https://doi.org/10.1787/0b55736e-en>.
- Papke, L.E. & Wooldridge, J.M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 619–632. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1255\(199611\)](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-1255(199611)11(6)<619::AID-JAE619>3.0.CO;2-1)
- Rahimi Rad, S., Heydari, H. & Najarzadeh, R. (2019). Analyzing Determinants of R&D Intensity in Iranian Manufacturing Firms. *Journal of Economic Research*, 18(71), 53-90. <https://doi.org/10.22054/joer.2018.9829> [In Persian]
- Ramvalho, E.A., Ramalho, J.J. & De Sousa Henriques, P.D. (2010). Fractional regression models for second stage DEA efficiency analyses. *Journal of Productivity Analysis*, 34(3), 239–255. <https://doi.org/10.1007/s11123-010-0184-0>
- Romer, P.M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S71–S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Sasidharan, S., Lukose, P.J.J. & Komera, S. (2015). Financing constraints and investments in R&D: Evidence from Indian manufacturing firms. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 55, 28–39. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2014.07.002>
- Schumpeter, J. (1949). Economic Theory and Entrepreneurial History. In R. R. Wohl (Ed.), *Change and the Entrepreneur: Postulates and the Patterns for Entrepreneurial History*, 131-142, Cambridge, MA: Harvard University Press.

- Shibia, A.G. (2023). Determinants of manufacturing firms' Research and Development investments: evidence from Kenya. *Journal of Business and Socio-economic Development*, 3 (2), 134-149. <https://doi.org/10.1108/JBSED-07-2021-0089>
- Solow, R.M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312. <https://doi.org/10.2307/1926047>
- Soltanzadeh, J., Elyasi, M., Ghaderifar, E., Rezaei Soufi, H. & Khoshsirar, M. (2020). Evaluation of the effect of R&D subsidies on Iranian firms' innovative behavior: Reconceptualizing behavioral additionality. *Journal of Science and Technology Policy Management*, 11(1), 17-48. <https://doi.org/10.1108/JSTPM-11-2018-0109>
- Sterlacchini, A. & Venturini, F. (2018). R & D tax incentives in EU countries: does the impact vary with firm size? *Small Business Economics*, 53(3), 687–708. <https://doi.org/10.1007/s11187-018-0074-9>
- Stiglitz, J.E. & Weiss, A. (1981). Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *The American Economic Review*, 71(3), 393–410. <https://doi.org/10.7916/d8v12ft1>
- Straathof, B., Ladinska, E.G., Kox, H.L., Mocking, R. & Capp, Cepii (2014). A study on R&D tax incentives: Final Report. *RePEc Research Papers in Economics*. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/paper/taxtaxpap/0052.htm>
- Thomson, R. (2017). The Effectiveness of R&D Tax Credits. *The Review of Economics and Statistics*, 99(3), 544–549. https://doi.org/10.1162/rest_a_00559
- World Intellectual Property Organization (WIPO) (2023). Global Innovation Index 2023: Innovation in the face of uncertainty. *Geneva: WIPO*. <https://doi.org/10.34667/tind.48220>
- Xu, J. & Jaewoo, S. (2018). Characteristics of Corporate R&D Investment in Emerging Markets: Evidence from Manufacturing Industry in China and South Korea. *Sustainability*, 10(9), 3002. <https://doi.org/10.3390/su10093002>
- Yang, C.H., Huang, C.H. & Hou, T.C.T. (2012). Tax incentives and R&D activity: Firm-level evidence from Taiwan. *Research Policy*, 41(9), 1578–1588. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2012.04.006>

Tax Exemptions and R&D Expenditures in Iran

Saeed Dorokhshi Moghaddam¹

Bahram Sahabi²

Hassan Heydari³

Sajad Barkhordari⁴

Received: 2023/11/19

Accepted: 2024/01/02

Aim and Introduction

The belief that innovation is a crucial factor in driving economic growth has led governments worldwide to increase investment in research and development (R&D). Many countries intervene in the R&D process of the private sector by utilizing policy tools such as tax credits, subsidies, direct financing, and research and development cost subsidies. Data shows a significant rise in the use of tax incentives in recent years. In Iran, there has been a particular interest in implementing tax exemptions for knowledge-based companies and providing tax credits for all firms.

Empirically, the existing literature in this field is still underdeveloped, particularly in the context of developing countries. This report aims to contribute to the existing knowledge by evaluating the impact of tax exemptions on R&D expenditures in Iran as a developing country.

Methodology

To assess the effect of tax exemptions, we are interested in the R&D intensity index, which represents the ratio of R&D expenditures to GDP at the national level and the ratio of R&D costs to company income at the company level. The variable in question is a ratio between 0 and 1, like many other economic variables such as participation rates, market shares, debt-to-finance ratios, etc. The limited nature of such variables - and in some cases the large and significant accumulation of data at one or both limits - leads to limitations in estimates and inferences, and its economic modeling should be done with special approaches. In particular, the usual use of linear models is not a very accurate and correct method because it does not guarantee that the values predicted by these estimates are in the range of 0 and 1. In recent years, this concern has led researchers to focus on functional forms resulting from such data and develop models called Fractional Regression Models (FRMs).

-
1. Ph.D, Economical Science, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. E-mail: s.dorokhshimoghaddam@modares.ac.ir
 2. Associate Professor, Economical Science, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: sahabi_b@modares.ac.ir
 3. Assistant Professor, Economical Science, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. E-mail: hassan.heydari@modares.ac.ir
 4. Associate Professor, Applied Economics, Faculty of Economics, Tehran University, Tehran, Iran. E-mail: barkhordari@ut.ac.ir

In the model, the dependent variable is the share of a company's current R&D costs relative to total costs, which serves as a proxy for R&D intensity. The explanatory variables include the following:

- ✓ Researchers: The number of researchers in the company, logged.
- ✓ Size: The sum of current and capital expenses of the company, used as an index of the size of the company in logarithmic form.
- ✓ Availability of External Finance: For each company which used any financial resources rather than its internal resources, the value of this variable is 1, and in cases where the financing is completely internal, it is considered as 0.
- ✓ The level of knowledge-based development (KBEDev): A variable based on previous studies, ranging from 1 (lowest level) to 3 (highest level).
- ✓ Tax incentive: For those companies subject to this exemption, the variable amount is 1, and for the rest, it is 0.
- ✓ Technology Intensity (Tech Level): According to the industry in which companies operate and using the categories used for technology leveling in the two leading organizations in this field, UNCTAD and OECD, number 3 represents the high level, number 2 represents the medium level, and number 1 represents the low level.

Findings

Using a fractional logistic regression approach on the data of 2,678 knowledge-based and industrial companies collected in 2020, the effects of tax exemptions for knowledge-based companies have been evaluated. The results of this article confirm the positive and significant effects of this exemption on research and development costs of companies. At the same time, it is indicated that, compared to other variables in the model, the presence of researchers, the level of knowledge-based development of the location of the company, and the opportunity for access to external financial resources have had a greater effect on the share of research and development expenses. However, these incentives have been more effective than the company's technology level. Additionally, the size of the company has a significant negative relationship with the interest ratio.

Discussion and Conclusion

While our study supports the use of tax incentives, it is crucial to consider the broader economic landscape. Our findings highlight the importance of human resources and external funding. To effectively support knowledge-based companies and to create a more R&D-intensive country, it is not enough to solely provide tax exemptions for firms. However, mechanisms must be in place to foster reaching much more qualified human resources and to a greater extent finance. Financial incentives should be utilized in a manner that minimizes costs and maximizes economic growth and productivity. Future research can explore how to optimize the use of these tools, offering valuable insights to policymakers.

Keywords: Policy Evaluation, Tax Incentives, Research & Development, Fractional Regression Models, Fiscal Policy

JEL Classification: O31, O38, D04, H25, H43

تحلیل تأثیر مالیات بر خانه‌های خالی بر حباب قیمت مسکن (مورد: شهر شیراز)*

سارا پرنگ^۱زهرا دهقان شبانی^۲ابراهیم هادیان^۳علی عسگری^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۵

چکیده

بخش مسکن از جمله بخش‌های مهم اقتصادی است که علاوه بر تقاضای مصرفی، به دلیل داشتن نرخ بازگشت سرمایه بالا و میزان ریسک پایین با تقاضای سوداگران نیز مواجه است. سوداگران با انگیزه کسب سود از افزایش قیمت در آینده از عرضه خانه‌ها خودداری می‌کنند؛ در نتیجه خالی از سکنه باقی می‌مانند. وجود خانه‌های خالی موجب کاهش عرضه خواهد شد و می‌تواند موجب شکل‌گیری حباب قیمت مسکن شود. اخذ مالیات از خانه‌های خالی یکی از ابزارهای دولت برای مقابله با این موضوع است. هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر مالیات بر خانه‌های خالی روی حباب قیمت مسکن در شهر شیراز است. برای این منظور از مدل عامل‌محور با در نظر گرفتن چهار عامل فعال بازار مسکن شامل فروشنده، خریدار (فروشنده‌ها و خریداران با دو انگیزه مصرف شخصی و سوداگری در بازار حضور دارند)، سازنده و بنگاه املاک جهت بررسی فرآیندهای پویای بازار مسکن استفاده شده است. جهت پیش‌بینی هشت‌ساله قیمت مسکن شهر شیراز، آمار و اطلاعات تا ابتدای سال ۱۴۰۱ وارد مدل شده و سه درصد مختلف خریداران سوداگر شامل ۳۰، ۵۰ و ۷۰ درصد از کل خریداران لحاظ و نرخ‌های متفاوت مالیات ۱۰، ۱۵، ۲۰ و ۲۵ درصد در نظر گرفته شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اعمال نرخ‌های مختلف مالیاتی با وجود تعداد سوداگران متفاوت می‌تواند موجب کاهش حباب قیمت مسکن شهر شیراز می‌شود، منتهی میزان اثرگذاری تحت شرایط گوناگون متفاوت است.

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، مالیات مسکن، مدل عامل‌محور

طبقه‌بندی JEL: R31، H20، C63

* این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول در بخش اقتصاد دانشگاه شیراز است.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
S.parang@hafez.shirazu.ac.ir

۲. دانشیار بخش اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران (نویسنده مسئول)
zdehghan@shirazu.ac.ir

۳. استاد بخش اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
Ehadian@rose.shirazu.ac.ir

۴. استاد مدیریت بحران، دانشگاه یورک، کانادا
Asgary@yorku.ca

۱. مقدمه

وجود بی‌ثباتی‌ها و مشکلات اقتصادی کشور باعث افزایش نقدینگی و سرازیر شدن آن به بازار مسکن شده و موجب شکل‌گیری تقاضایی غیر از تقاضای مصرفی در بخش مسکن به نام تقاضای سوداگرانه شده است. از آنجا که معمولاً سوداگران مدت زمانی از فروش مجدد ملک خودداری می‌نمایند و زمانی حاضرند خانه را به فروش برسانند که از افزایش قیمت منفعت به‌دست آورند، در نتیجه موجب افزایش تعداد خانه‌های خالی و افزایش قیمت مسکن خواهند شد.

بنا به تعریف استیگلitz^۱ (۱۹۹۰) اگر علت بالا بودن قیمت فعلی یک دارایی تنها این باشد که سرمایه‌گذاران تصور می‌کنند فردا گران‌تر خواهند فروخت در حالی که به‌نظر نمی‌رسد که عوامل بنیادین چنین قیمتی را توجیه کنند، یک حباب به‌وجود می‌آید. پس افزایش قیمت ناشی از افزایش تقاضای سوداگرانه می‌تواند حباب قیمت مسکن را تشکیل دهد. وجود حباب قیمتی در بازار مسکن خریداران مصرفی را تحت فشار قرار می‌دهد، زیرا سهم مسکن در سبد هزینه خانوار بالاتر می‌رود و موجب کاهش قدرت خرید آن‌ها می‌شود (ایزدخواستی، ۱۳۹۸) و از سوی دیگر وجود حباب مسکن علاوه بر ناهنجاری‌های اقتصادی بر گسترش ناهنجاری‌های اجتماعی نیز تأثیرگذار است.

با توجه به مسائل اقتصادی و اجتماعی ناشی از وجود حباب قیمت مسکن و افزایش خانه‌های خالی توسط سوداگران در بازار مسکن باید به دنبال راهکارهایی برای کنترل حباب و کاهش خانه‌های خالی در بازار مسکن بود. یکی از راهکارهایی که دولت‌ها می‌توانند در بازار مسکن استفاده کنند، اعمال مالیات بر خانه‌های خالی است که هزینه نگهداری مسکن خالی را برای مالکان افزایش و آن را به کالای مصرفی تبدیل و تقاضای سوداگرانه را به تقاضای مصرفی مبدل می‌سازد و در نهایت موجب می‌شود که سوداگران مسکن‌های خالی خود را در بازار عرضه کنند، که از این طریق دولت‌ها انتظار دارند تعداد واحدهای خالی را کاهش و قیمت مسکن را کنترل نماید و حباب قیمت مسکن را کاهش دهد.

این نوع مالیات در کشورهای مختلفی اعمال شده است^۲ و در ایران نیز در سال ۱۳۹۴ در قانون مالیات‌های مستقیم، تصویب شده، اما تا سال ۱۴۰۱ اجرا نشده و در سال ۱۴۰۲ به مرحله اجرایی رسیده، ولی به دلیل نبود اطلاعات کافی از خانه‌های خالی به‌طور کامل اجرا نشده است.

حال سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا مالیات بر خانه‌های خالی که در ماده ۵۴ مکرر قانون مالیات مستقیم ۱۳۹۴ در ایران مصوب شده، می‌تواند موجب کاهش حباب قیمت مسکن شود؟

1. Stiglitz (1990)

۲. به‌طور مثال در فرانسه نرخ مالیات بر خانه خالی در سال اول معادل ۱۲/۵ درصد و برای سال بعد معادل ۲۵ درصد ارزش اجاره ملک در نظر گرفته می‌شود. همچنین در شهر ونکوور و ملبورن در صورتی که یک خانه در طول سال بیش از ۶ ماه خالی باشد، به ترتیب معادل ۳ درصد و ۱ درصد ارزش ملک مالیات بر خانه خالی باید بپردازد.

برای پاسخ به این سؤال باید مدلی طراحی شود که روابط بین عوامل فعال در بازار مسکن در آن در نظر گرفته شود. در بازار مسکن عوامل متعددی از جمله خریداران، فروشندگان، سازندگان، و بنگاه‌های املاک براساس روابط پیچیده با هم تعامل دارند که این عوامل بعضاً دارای عقاید ناهمگن هستند. یکی از روش‌های مناسب برای طراحی چنین ساختار پیچیده و پویایی بازار مسکن، مدل‌سازی عامل‌محور می‌باشد. این روش شبیه‌سازی نسبت به سایر روش‌ها بیشترین شباهت را به دنیای واقعی دارد و به شیوه‌های بسیار واقعی رفتار عامل‌ها را شبیه‌سازی می‌نماید. همچنین چهارچوبی قوی و انعطاف پذیر برای تنظیم پیچیدگی‌های عوامل مانند رفتار، توانایی یادگیری و تکامل و قوانین تعامل ارائه می‌کند و تنها با داشتن درکی از نحوه رفتار تک تک عامل‌ها بازار مسکن را مشابه دنیای واقعی شبیه‌سازی نماید. علی‌رغم اهمیت مالیات بر خانه‌های خالی در کنترل حباب قیمت مسکن و اجرایی شدن این مالیات در کشورهای مختلف، مطالعات اندکی در داخل کشور و خارج از کشور بر روی این نوع مالیات انجام شده است؛ و در هیچ یک از این مطالعات تأثیر مالیات بر خانه خالی روی حباب قیمت مسکن با توجه به رویکرد عامل‌محور بررسی نکرده است. در مطالعه حاضر ضمن طراحی یک مدل عامل‌محور در بازار مسکن با توجه به داده‌های شهر شیراز به سؤال فوق پاسخ خواهد داد.

ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده است: بعد از مقدمه در بخش دوم مروری بر پیشینه پژوهش ارائه شده، در بخش سوم مبانی نظری موضوع مورد مطالعه و سپس در بخش چهارم ضمن معرفی مدل پژوهش، نتایج شبیه‌سازی مورد ارزیابی قرار گرفته، در نهایت جمع‌بندی و پیشنهادات ارائه گردیده است.

۲. پیشینه پژوهش

مطالعات زیادی در زمینه تأثیر مالیات‌های مختلف بر قیمت مسکن انجام شده است. در مطالعات خارجی، از جمله مالیات‌هایی که بیشتر مورد ارزیابی قرار گرفته است؛ مالیات بر عایدی سرمایه (برای مثال کلاین^۱ ۱۹۹۹)، هسو و یین^۲ (۲۰۰۱)، چیو^۳ (۲۰۱۸)، مالیات بر نقل و انتقال دارایی (برای مثال آرگر و همکاران^۴ ۲۰۱۳)، فیو و همکاران^۵ (۲۰۱۶)، چن^۶ (۲۰۱۷) و لیبراتی و لوبرتو^۷ (۲۰۱۹) و مالیات بر دارایی (برای مثال بای و همکاران^۸ ۲۰۱۴) و دیو و ژانگ^۹ (۲۰۱۵) و کانو و

-
1. Klein (1999)
 2. Hsu & Yuen (2001)
 3. Chu (2018)
 4. Aregger et al. (2013)
 5. Fu et al. (2016)
 6. Chen (2017)
 7. Liberati & Loberto (2019)
 8. Bai et al. (2014)
 9. Du & Zhang (2015)

هوا (۲۰۱۶)). در مطالعات داخلی نیز مالیات بر عایدی سرمایه مورد بررسی قرار گرفته است برای مثال مطالعه ایزدخواستی (۱۳۹۸) و ایزدخواستی و عرب‌مازار (۱۳۹۶). همچنین ایزدخواستی و عرب‌مازار در مطالعه‌ای در سال (۱۳۹۶) به بررسی مالیات بر زمین و ایزدخواستی، عرب‌مازار و احمدی در سال (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر مالیات بر نقل و انتقال پرداختند.

با این حال مطالعات اندکی در زمینه وضع مالیات بر خانه خالی تاکنون انجام شده‌اند. در میان این‌ها چن (۲۰۰۱) تأثیر مالیات خانه‌های خالی روی بازار مسکن تایوان را با در نظر گرفتن دو شرط تعادل بازار مسکن و تعادل درآمد و هزینه خانوار مدل‌سازی نموده است. نتایج تخمین این مطالعه نشان می‌دهد که اگر یک در صد مالیات بر خانه‌های خالی اعمال گردد، قیمت بازار مسکن از ۲/۸ تا ۸/۸ کاهش می‌یابد.

سگو (۲۰۱۹) تأثیر مالیات بر مسکن‌های خالی در فرانسه را طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۳ با به‌کارگیری یک نسخه ساده شده مدل جستجو و تطابق^۲ در بازار اجاره مسکن ارائه شده توسط دگرانژ و واسمر^۴ (۲۰۰۰) بررسی نمود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که مالیات باعث کاهش ۱۳ درصدی در نرخ خانه‌های خالی بین سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۱ شده است که اکثر واحدهای خالی به اقامتگاه اصلی تبدیل شده‌اند. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، تأثیر مالیات بر قیمت‌ها در کوتاه‌مدت معنادار نیست، ولی تأثیر مثبت و معناداری در بلندمدت به‌دست آمده است.

در زمینه مالیات بر خانه‌های خالی مطالعات داخلی اندکی در ایران صورت گرفته است. دستجردی (۱۳۹۸) و رضوی و همکاران (۱۴۰۰) صرفاً به شناسایی عوامل مؤثر بر نرخ مالیات بر مسکن‌های خالی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. فقط عبداللهی درآباد و همکاران (۱۴۰۰) به روش توصیفی - تحلیلی به بررسی لزوم و منطق اخذ مالیات بر خانه‌های خالی و آثار اخذ مالیات بر خانه‌های خالی به همراه طراحی قانون مبتنی بر تجارت کشورهای جهان پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که اخذ مالیات بر خانه خالی، مالکان را به عرضه واحدها یا پرداخت مالیات ترغیب می‌نماید که هر دو مورد موجب کنترل قیمت و کاهش شکاف طبقاتی خواهد شد. به طوری که براساس نتایج مطالعات گذشته بیان می‌کند که در برخی مطالعات به ازای اخذ یک درصد مالیات بر خانه خالی، بین ۲/۶ تا ۸ درصد قیمت مسکن در مناطق مختلف کاهش یافته است؛ اما این نکته نیز مطرح می‌کند که زمانی این مالیات به‌عنوان ابزار مفید و مناسبی عمل می‌نماید که چالش‌های قانونی، اجرایی و ضمانت‌های لازم برطرف گردد.

هرچند مطالعات انجام‌شده تأثیر انواع مالیات بر قیمت مسکن را با استفاده از رهیافت‌های مختلف ارزیابی نموده‌اند اما مطالعات در زمینه مالیات بر مسکن خالی اندک است. همان‌گونه که در بالا گفته

1. Cao & Hu (2016)

2. Segu (2019)

3. Search & Matching

4. Desgranges & Wasmer (2000)

شد در ایران تنها عبداللهی درآباد و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی آثار اخذ مالیات بر خانه‌های خالی بر قیمت مسکن پرداخته‌اند. این نکته قابل توجه است که برای بررسی بازار مسکن باید پیچیدگی‌های روابط بین عامل‌های فعال در سمت عرضه و تقاضای بازار مسکن و ارتباط متقابل بین آن‌ها در نظر گرفته شود؛ ضمن اینکه عامل‌ها می‌توانند دارای عقاید ناهمگن باشند. به این صورت که برخی افراد با انگیزه مصرف شخصی و مابقی با هدف کسب سود از افزایش قیمت آتی مسکن را خریداری می‌کنند، که سوداگران بازار مسکن هستند، که در تشکیل حباب نیز نقش دارند. در زمینه نقش سوداگری در بازار مسکن مطالعات داخلی، از جمله سید نورانی (۱۳۹۳)، خدادادکاشی و رزبان (۱۳۹۳) و منوچهری و قلی‌زاده (۱۴۰۱) وجود دارد، اما در این مطالعات ناهمگنی عوامل و پیچیدگی ارتباط بین عوامل مورد بررسی قرار نگرفته و تاثیر مالیات بر خانه‌های خالی نیز مورد توجه قرار نگرفته است.

برای پر کردن این شکاف تحقیقاتی، می‌توان از مدل عامل‌محور که از جمله مدل‌هایی است که می‌تواند ساختار پیچیده و پویایی بازار مسکن متشکل از تعداد زیادی عامل ناهمگن و فعال را تنها با داشتن درکی از نحوه رفتار تک تک عامل‌ها شبیه‌سازی نماید، استفاده کرد. لازم به ذکر است تاکنون مطالعه‌ای چه در داخل کشور و چه در خارج از کشور تأثیر مالیات بر خانه خالی روی حباب قیمت مسکن را از طریق رویکرد عامل‌محور مورد واکاوی قرار نداده‌اند. هدف مطالعه حاضر پر کردن این شکاف تحقیقاتی است که رفتار عامل‌های فعال در بازار مسکن از جمله خریدار، فروشنده، سازنده و بنگاه املاک در چهارچوب روش عامل‌محور مورد توجه قرار گرفته‌اند. ضمن اینکه وجود عقاید ناهمگن در شکل‌گیری حباب قیمت مسکن در مدل این پژوهش در نظر گرفته شده است. این نکته از این جهت حائز اهمیت است که مالیات بر خانه خالی بر مسکن سوداگران اعمال می‌گردد که با انگیزه مصرف شخصی ملک را خریداری نکردند بلکه ملک را خالی از سکنه نگه می‌دارند تا زمانی که از افزایش قیمت آتی آن سود کسب نمایند و در آن صورت ملک را در بازار عرضه نمایند؛ بدین منظور خریداران در این مدل به دو گروه معمولی (با انگیزه مصرف شخصی) و سوداگران تقسیم شدند تا بتوان تأثیر واقعی مالیات بر خانه خالی بر عملکرد سوداگران و اثر آن بر حباب قیمتی مسکن ارزیابی نمود. علاوه بر این همزمان عرضه و تقاضا و پویایی‌های موجود در این بازار شبیه‌سازی شده‌اند.

بنابراین نوآوری این پژوهش علاوه بر این که به‌طور خاص تأثیر مالیات بر خانه خالی را روی حباب قیمت مسکن شهر شیراز بررسی می‌کند از طریق به کارگیری مدل عامل‌محور، علاوه بر انواع رفتار خریداران بازار مسکن، رفتار عوامل سمت عرضه این بازار شامل فروشندگان و سازنده را نیز در مدل‌سازی در نظر می‌گیرد. نکته قابل ذکر دیگر، ورود بنگاه املاک به‌عنوان واسطه بین سمت عرضه و تقاضای این بازار در مدل این پژوهش است. حاصل این مدل‌سازی ارائه الگویی است که واقعیت‌های موجود در بازار مسکن را توصیف کند.

۳. تعریف حباب قیمتی و دیدگاه‌های شکل‌گیری آن

در ادبیات اقتصادی تعاریف مختلفی برای حباب قیمتی مطرح شده است. استیگلیتز (۱۹۹۰) معتقد

است اگر علت بالا بودن قیمت فعلی یک دارایی تنها این باشد که سرمایه‌گذاران تصور می‌کنند فردا گران‌تر خواهند فروخت درحالی که به‌نظر نمی‌رسد عوامل بنیادین چنین قیمتی را توجیه کنند، یک حباب به‌وجود آمده است. همچنین کیس و شیلر^۱ (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که حباب قیمتی مسکن به حالتی گفته می‌شود که انتظارات بیش از حد مردم از قیمت‌های آینده باعث می‌شود که قیمت‌ها به‌طور موقت افزایش یابد. اسمیت، اسمیت و تامپسون^۲ (۲۰۰۵) حباب را وضعیتی تلقی می‌کنند که قیمت بازاری برخی دارایی‌ها مانند سهام و املاک بیشتر از ارزش فعلی آن باشد. آنچه حباب را واقعاً تعریف می‌کند این است که قیمت‌های بازار با جریان نقدی دارایی قابل توجیه نیست.

به‌طور کلی برای بررسی علل و نحوه شکل‌گیری و فروپاشی حباب‌ها در ادبیات اقتصادی چهار مدل وجود دارد. در گروه اول سرمایه‌گذاران انتظارات عقلایی^۳ با وجود اطلاعات متقارن^۴ دارند. گروه دوم همانند گروه اول براساس انتظارات عقلایی تصمیم می‌گیرند با این تفاوت که فرض عدم تقارن^۵ اطلاعات عوامل بازار وجود دارد. گروه سوم مدل‌هایی هستند که به تعامل بین سرمایه‌گذاران عقلایی و غیرعقلایی (رفتاری) تمرکز دارند. در نهایت گروه چهارم مدل‌هایی هستند که در آن‌ها عقاید و انتظارات اولیه عوامل بازار به دلایل تورش‌های روان‌شناختی^۶ ناهمگن^۷ بوده و در نتیجه آن‌ها در مورد ارزش دارایی‌ها با یکدیگر اختلاف‌نظر دارند (برونرمیئر^۸، ۲۰۱۶).

براساس موضوع مورد مطالعه، با بررسی بازار مسکن وجود عقاید ناهمگن در شکل‌گیری حباب قیمتی آن نقش دارد. چنان‌که مشاهده‌شده خریداران در بازار مسکن با انگیزه مصرفی و سوداگری اقدام به خرید مسکن می‌نمایند. خریداران معمولی که با انگیزه مصرفی وارد بازار می‌شوند، پس از خرید ملک در آن ساکن می‌شوند اما سوداگران با انگیزه مصرف شخصی ملک را خریداری نمی‌نمایند؛ این انگیزه سوداگرانه موجب افزایش تقاضای مسکن به قصد کسب عایدی از رشد ارزش آن و در نتیجه نوسانات و حباب قیمتی مسکن می‌گردد.

۳- ۱. مبانی نظری وجود مسکن خالی در بازار

اولین سؤال در بررسی مالیات بر خانه‌های خالی این است که چرا ملک‌ها خالی از سکنه باقی می‌مانند. باید توجه داشت که دو نوع مسکن خالی وجود دارد: غیرارادی (طبیعی) و داوطلبانه. مسکن‌های خالی غیرارادی می‌تواند ناشی از عدم تطابق خانه‌های عرضه‌شده و تقاضا شده باشد به این معنا که خانه‌های

1. Case & Shaler (2003)
2. Smith, Smith & Thompson (2005)
3. Rational Expectations
4. Identical Information
5. Asymmetric Information
6. Psychological Biases
7. Heterogeneous
8. Brunnermeier (2016)

عرضه شده کیفیت مطلوب یا ویژگی های مکانی تقاضاکنندگان را برآورده نمی کنند، در واقع مالکان خانه مایلند واحدهای خود را اجاره دهند یا بفروشند اما به دلیل وجود اصطکاک در یافتن مستأجر یا خریدار با مشکل مواجه هستند. این نوع اصطکاک هرگز به طور کامل در بازار مسکن حذف نمی شود و باعث می شود تعدادی خانه خالی طبیعی (همانند نرخ طبیعی بیکاری در بازار کار) وجود داشته باشد. عوامل دیگری که موجب مسکن خالی غیرارادی می شوند شامل خانه های متروکه که قابلیت سکونت ندارند و خانه های متعلق به سازندگان و صاحب خانه هایی که مدت زمانی به دنبال یافتن مشتری، خالی از سکنه می باشد.

اما زمانی وجود خانه های خالی مشکل ساز است که نرخ واقعی آن فراتر از نرخ طبیعی باشد. آنچه که بیشتر موجب افزایش نرخ واقعی خانه خالی می شود وجود مسکن های خالی داوطلبانه است. بنا به دلایلی مالکان انگیزه دارند خانه های خود را داوطلبانه خالی از سکنه نگه دارند. در صورت عدم قطعیت قیمت، مالکان انتظار افزایش قیمت ها را دارند به همین دلیل معامله را به تأخیر می اندازند و خانه را خالی از سکنه نگه می دارند. علاوه بر این نگه داشتن خانه خالی توسط مالک، فرصتی را برای وی فراهم می کند که اگر واحد مسکونی مستهلک شده با بازسازی آن مازاد بیشتری از اجاره یا فروش ملک کسب نمایند. هرچند که سوداگران ترجیح می دهند مسکن های نو را خریداری نمایند. این دلایل همزمان می تواند به همراه پیش بینی افزایش قیمت یا اجاره بها برای مالک سودآور باشد، به عبارتی هزینه فرصت خانه خالی با افزایش پیش بینی شده قیمت یا اجاره بها جبران می شود (سگو، ۲۰۱۹).

۳-۲. مبانی نظری تأثیر مالیات بر خانه خالی روی حباب قیمت مسکن

در چهارچوب علم اقتصاد، قیمت تابعی از عرضه و تقاضاست. اگر عرضه مسکن کمتر از تقاضا باشد، موجب افزایش قیمت خانه می شود. با وجود کمبود عرضه، خریداران به سرعت خانه های خالی را اشغال می کنند، پس نرخ خانه خالی کاهش می یابد و تعادل در قیمت های بالاتر رخ می دهد. بنابراین بین نرخ خانه های خالی و قیمت مسکن رابطه معکوس وجود دارد، یعنی با افزایش نرخ خانه خالی، قیمت مسکن باید کاهش یابد (هوکسترا و وکیلی زاد، ۲۰۱۲). اما واقعیت می تواند کاملاً متفاوت از نظریه اقتصاد پایه باشد؛ در صورتی که بازار مسکن با شکست مواجه شود و مکانیسم بازار به درستی عمل نکند. یعنی با وجود تولید و عرضه مسکن، خریداران نتوانند نیاز خود را تأمین نمایند. با وجود بازدهی بالای سرمایه گذاری در بازار مسکن، صاحبان ترغیب می شوند که ملک شان را به انتظار افزایش قیمت و کسب سود بیشتر در آینده خالی نگه دارند (چن، ۲۰۰۱) این به معنای افزایش خانه های خالی داوطلبانه در بازار مسکن و فاصله گرفتن نرخ واقعی خانه خالی از نرخ طبیعی آن است.

با توجه به مکانیسم بازار، دولت نقش مهمی در پوشش شکست بازار دارد. دولت باید به گونه‌ای عمل نماید که مکمل بازار باشد نه رقیب آن. دولت نباید در سازوکار بازار اختلال ایجاد کند، بلکه باید مشکلات بازار را با سازوکار بازاری حل کند (امیری و همکاران، ۱۳۹۱). برای مداخله در بازار مسکن نیاز به سیاست‌هایی است تا سازوکار بازار به درستی عمل کند. گزینه‌های سیاستی که اغلب مورد بحث قرار می‌گیرد، افزایش هزینه‌های مالک مربوط به واحدهای خالی و کاهش نرخ بازده سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات می‌باشند. مالیات بر خانه‌های خالی از جمله ابزارهایی است که دولت می‌تواند به کارگیرد. مالیات بر خانه خالی موجب افزایش هزینه نگهداری خانه خالی و یا کاهش بازدهی موردانتظار مالک می‌گردد. در این صورت امکان دارد مالک ترجیح دهد خانه را بفروشد. بنابراین دولت از این طریق تحریک عرضه مسکن‌های خالی، نارسایی بازار را رفع نماید و حباب قیمت را کنترل کند (سگو، ۲۰۱۹). اما این احتمال نیز وجود دارد که با ایجاد قراردادهای جعلی و مشکلات شناسایی خانه خالی و تعریف نامناسب ملک خالی، مالیات بر خانه خالی به‌طور ضعیف عمل کند و مالکان را به اجاره دادن خانه یا فروش ملک ترغیب نکند. در واقع صاحب‌خانه هزینه فرصت اجاره ندادن یا نفروختن ملک خود را می‌سنجد و این مالیات باعث تغییرات رفتاری چشم‌گیری نشود (بلوسیر، ۲۰۱۲). همچنین امکان دارد مالیات بر خانه خالی را مالک به قیمت ملک اضافه نماید و موجب تشدید حباب قیمتی گردد. همچنین در صورتی که تحرک موجودی سرمایه بعد از اعمال مالیات کم باشد، امکان دارد مالیات موجب کاهش حباب قیمتی نگردد یا تأثیر مالیات بر قیمت‌ها در سطح بسیار محلی رخ دهد (سگو، ۲۰۱۹).

۳-۳. تاریخچه مالیات بر خانه خالی

در کشورهای مختلف با توجه به مدت زمان خالی بودن ملک و شرایط بازار، نرخ‌های متفاوت مالیات بر خانه خالی اعمال می‌گردند. به‌عنوان نمونه در فرانسه نرخ مالیات بر خانه خالی در سال اول معادل ۱۲/۵ درصد و برای سال بعد معادل ۲۵ درصد ارزش اجاره ملک در نظر گرفته می‌شود. به‌عنوان نمونه دیگر در شهر ونکوور و ملبورن در صورتی که یک خانه در طول سال بیش از ۶ ماه خالی باشد، به ترتیب معادل ۳ درصد و ۱ درصد ارزش ملک مالیات بر خانه خالی باید بپردازند. در برخی کشورها نیز مانند اوکلند، ملکی که کمتر از ۵۰ روز در سال استفاده شود؛ مشمول مالیات ثابت سالانه معادل ۶۰۰۰ دلار می‌شود (عبداللهی درآباد و ملک‌زاده، ۱۴۰۲).

جدول ۱: مقایسه مالیات بر مسکن خالی در چهارچوب قوانین مالیات مستقیم سال ۱۳۶۶ و ۱۳۹۴

شرح	ماده ۱۰ و ۱۱ قانون مالیات مستقیم مصوب ۱۳۶۶	ماده ۵۴ مکرر قانون مالیات مستقیم مصوب ۱۳۹۴
دامنه شمول	مستغلات مسکونی خالی واقع در مراکز استان‌ها و شهرهای با جمعیت بیش از یکصد هزار نفر	مستغلات مسکونی خالی واقع در شهرهای با جمعیت بیش از یکصد هزار نفر
ملاک تعیین خالی بودن	خود اظهاری مالیاتی توسط مودیان مشمول و در صورت عدم تسلیم اظهارنامه توسط مودی، شناسایی و تشخیص و مطالبه توسط ممیز حوزه مالیاتی	به استناد سامانه املاک و اسکان کشور
پایه مالیاتی	ارزش معاملاتی	مالیات بر درآمد اجاره
مدت زمان عدم شمول مالیاتی	۶ ماه	۱۲ ماه
نرخ مالیات	تا یک سال: معادل ۲ در هزار به ازای هر ماه (۰/۲ درصد) بیش از یک سال: معادل ۴ در هزار به ازای هر ماه (۰/۴ درصد) مازاد بر یک سال	سال دوم: معادل یک دوم مالیات بر اجاره متعلقه سال سوم: معادل مالیات بر اجاره متعلقه سال چهارم و به بعد: معادل یک و نیم برابر مالیات بر اجاره متعلقه

(منبع: مواد ۱۰ و ۱۱ قانون مالیات‌های مستقیم مصوب سال ۱۳۶۶ و ماده ۵۴ مکرر قانون اصلاح مالیات‌های مستقیم مصوب سال ۱۳۹۴)

در ایران در سال‌های قبل از پیروزی انقلاب اسلامی، برای نخستین بار مالیات بر مسکن‌های خالی در چهارچوب قانون تعدیل و تثبیت اجاره‌بها مصوب ۱۳۵۲ برقرار گردید. براساس ماده ۸ این قانون، از آن دسته از واحدهای مسکونی خالی و بلااستفاده، وجوهی تحت عنوان عوارض تخلیه اعمال شد. تا پایان سال ۱۳۶۶ یعنی نقطه شروع اجرای قانون مالیات‌های مستقیم، این عوارض اخذ می‌شد. تا اینکه در اسفند ماه سال ۱۳۶۶ قانون مالیات‌های مستقیم تصویب شد. مطابق ماده ۱۰ و ۱۱ فصل مالیات مستغلات خالی، مالیات بر مستغلات خالی جایگزین عوارض تخلیه گردید، که تا پایان سال ۱۳۸۰ این مالیات پابرجا بود. اما با توجه به دلایل زیر مالیات بر خانه خالی در چهارچوب اصلاحات مالیاتی سال ۱۳۸۰ لغو گردید:

۱. بسترهای اطلاعاتی مناسب برای دسترسی به اطلاعات واحدهای مسکونی خالی از سکنه وجود نداشت و روش‌های کاربرد اطلاعات مربوط به قبض‌های آب، برق و گاز برای شناسایی خانه‌های خالی اگرچه در بعضی مواقع کمک‌رسان بود، اما درنهایت منبع اطلاعاتی موثقی به حساب نمی‌آمد؛

۲. هزینه‌های اجرایی و درآمدهای دریافتی مالیات از واحد مسکونی خالی با یکدیگر انطباق نداشتند و این به معنای هزینه اجرایی بالا و درآمدهای دریافتی ناچیز است.

اما بعد از سال ۱۳۸۰ با توجه به روند رو به رشد واحدهای مسکونی خالی و ضرورت استفاده از ابزارهای مالیاتی با هدف تنظیم بازار مسکن و مقابله با فعالیت‌های سوداگرانه در این بازار، مجدداً این قانون در قالب ماده ۵۴ مکرر قانون اصلاح مالیات‌های مستقیم مصوب سال ۱۳۹۴ وضع گردید. مقایسه مالیات بر مسکن خالی در چهارچوب قوانین مالیات مستقیم سال ۱۳۶۶ و ۱۳۹۴ در جدول شماره ۱ ذکر شده است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش از مدل‌سازی عامل‌محور برای بررسی تأثیر مالیات بر خانه خالی روی حباب قیمت مسکن شهر شیراز بهره گرفته شده است. در این بخش ابتدا مبانی مدل‌سازی عامل‌محور بیان می‌شود؛ و پس از معرفی پارامترهای مدل، مدل این پژوهش ارائه می‌گردد.

۴-۱. مدل‌سازی عامل‌محور

مدل‌های عامل‌محور یک روش محاسباتی و شبیه‌سازی است که می‌توان برای بررسی عامل‌هایی که در یک محیط با هم تعامل دارند، استفاده شود (ژنگ و همکاران، ۲۰۱۳، ۶). تسفاتیون^۲ (۲۰۰۶) یک مدل عامل‌محور دارای سه عنصر کلیدی شامل عامل‌ها، محیط، روابط^۳ و شیوه واکنش^۴ است. از آنجا که بازار مسکن متشکل از عوامل ناهمگن خریدار، فروشنده، سازنده و بنگاه املاک است، مدل عامل‌محور برای شبیه‌سازی این بازار مناسب است. در این مدل ابتدا در سطح خرد رفتار هر کدام از عامل‌ها تعریف و سپس از تعامل بین این عامل‌ها به نتایج در سطح کل (بازار مسکن) رسیده می‌شود.

۴-۲. شبیه‌سازی بازار مسکن

در این پژوهش از یک مدل توسعه‌یافته مطالعه جی^۵ (۲۰۱۷) برای طراحی فرآیند پویای بازار مسکن استفاده شده است. بنابر توضیحات بخش قبل هر مدل عامل‌محور شامل عامل، واکنش و محیط تعامل است که در این مطالعه بازار مسکن شهر شیراز محیطی است که عامل‌ها در آن با یکدیگر در تعاملند. در این پژوهش چهار عامل خریدار، فروشنده، توسعه‌دهنده و بنگاه املاک وجود دارد. هر دوره در مدل نشان دهنده یک ماه در زمان واقعی است. سازنده مدت زمانی (T^{dev}) نیاز دارد تا خانه‌های

1. Zheng et al. (2013)

2. Tesfatsion (2006)

3. Relationships

4. Methods of Interaction

5. Ge (2017)

جدید در مناطقی که سودآور است بسازد. بنا بر مطالعه مگلیوکا و همکاران^۱ (۲۰۱۱) فقط یک سازنده را وارد مدل می‌نماییم. در نتیجه بعد از اینکه خانه‌های ساخته‌شده به بازار عرضه شد، به تدریج صاحب‌خانه‌ها در شهر ساکن می‌شوند. فرض می‌شود توسعه‌دهنده در بازار رقابتی عمل می‌کند، بنابراین تا جایی خانه عرضه می‌کند که قیمت برابر با هزینه نهایی شود؛ ضمن اینکه به موجودی باقی مانده از دوره قبل نیز توجه می‌کند. ابتدای هر دوره در هر منطقه بنگاه املاک قیمت دوره قبل را اعلام می‌کند. علاوه بر این تعداد ۲۰۰۰ خریدار جدید ناهمگن سوداگر و معمولی ایجاد می‌گردد و هر یک متناسب با هدفی که دارند در جستجوی خانه وارد شهر می‌شوند. خریداران سوداگر ملکی را خریداری می‌کنند که از تورم قیمت مسکن و درآمد اجاره سود ببرند به عبارتی به دنبال حداکثر بازدهی انتظاری می‌باشند که بازدهی انتظاری سوداگران علاوه بر انتظارات قیمت آتی و درآمد اجاره به هزینه‌هایی مانند نرخ مالیات و هزینه نقل و انتقال مسکن نیز بستگی دارد. با وجود حداکثر بازدهی انتظاری تصمیم به خرید خانه می‌گیرند، نرخ بازدهی سالانه به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\max_{g \in F^b} ER_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} \left[(1 - \omega^b) \left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1 \right) - r^h \right] \quad (1)$$

$$r^h = T + C - R \quad (2)$$

در این رابطه $ER_t^b(g)$ ، $\left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1 \right)$ ، C ، R ، ω^b و T به ترتیب نرخ بازدهی انتظاری سالانه، نرخ رشد قیمت طی دوازده ماه گذشته، نرخ هزینه معامله، نسبت اجاره به قیمت، نرخ تنزیل و مالیات (در قسمت بعد چگونگی اعمال مالیات بر خانه خالی توضیح داده شده است) را نشان می‌دهند. خریدار معمولی نیز تقاضای مصرفی برای مسکن دارد، تصمیم به خرید خانه در منطقه‌ای می‌گیرد که حداکثر مطلوبیت برای وی ایجاد نماید، مطلوبیت وی تابعی از درآمد، کیفیت مکانی درون‌زا و کیفیت مکانی برون‌زا است. کیفیت مکانی برون‌زا شامل کلیه عوامل برون‌زای تعیین‌کننده جذابیت منطقه مانند میزان دسترسی به مرکز شهر است. علاوه بر این هر منطقه از کیفیت مکانی درون‌زا نیز برخوردار است، یعنی کلیه عوامل درون‌زایی که روی جذابیت آن منطقه اثرگذار است، از جمله کیفیت مدارس.

در نتیجه خریدار معمولی و سوداگر با در نظر گرفتن قیمت دوره گذشته حداکثر قیمتی که برای خرید ملک در آن منطقه حاضرند بپردازند به بنگاه املاک ارائه می‌دهند. سپس صاحب‌خانه‌ها تصمیم می‌گیرند که آیا خانه را برای فروش قرار دهند یا خیر. اگر تصمیم بگیرند خانه را بفروشند، آنگاه براساس قیمت دوره گذشته، حداقل قیمتی که برای فروش ملک حاضرند دریافت نمایند به بنگاه املاک ارائه می‌دهند. همانطور که خریداران معمولی و سوداگر بودند پس همین خریداران تبدیل به صاحب‌خانه معمولی و سوداگر می‌شوند. در صورتی که خریدار معمولی باشد امکان دارد با احتمال

جزئی ملک را برای فروش قرار دهد و اگر صاحبخانه سوداگر باشد در صورتی که نرخ بازدهی منفی شود خانه را برای فروش به بازار عرضه می‌کند. در سمت عرضه، سازنده نیز وجود دارد که قیمتی برای خانه‌های جدید ساخته شده و خانه‌های فروخته نشده از قبل به بنگاه املاک اعلام می‌کند. بنگاه املاک حداکثر قیمت‌های پیشنهادی خریداران را از بیشتر به کمتر مرتب می‌نماید و حداقل قیمت‌های پیشنهادی فروشندگان نیز از کمتر به بیشتر لیست می‌کند، گویا نمایانگر عرضه صعودی و تقاضای نزولی مسکن است، سپس باید قیمتی را اعلام نماید.

قیمت بازار در جایی پیدا می‌شود که قیمت‌های پیشنهادی خریداران و قیمت‌های پیشنهادی فروشندگان با هم برخورد داشته باشند، همه قیمت‌های پیشنهادی خریداران که بالاتر از قیمت بازار هستند و همه قیمت‌های پیشنهادی فروشندگان که کمتر از قیمت بازار باشند پذیرفته می‌شوند؛ در نتیجه معامله بین این فروشندگان و خریداران صورت می‌گیرد. اما در صورتی که تلاقی نداشته باشند، نماینده املاک با توجه به یکی از این سه حالت قیمت را تعیین می‌نماید: حالت اول - در صورتی که تعداد خریداران و فروشندگان با هم برابر است، قیمت اعلامی بنگاه میانگین کمترین قیمت پیشنهادی خریداران و بیشترین قیمت پیشنهادی فروشندگان به دست می‌آید. حالت دوم - در صورتی که تعداد خریداران (n_b) بیشتر از فروشندگان (n_s) باشد، بین خریداران رقابت ایجاد می‌شود و قیمت پیشنهادی خریدار m ام که $m = n_s$ قیمت اعلامی بنگاه است. حالت سوم - در صورتی که تعداد خریداران (n_b) کمتر از فروشندگان (n_s) باشد، بین فروشندگان رقابت ایجاد می‌شود و قیمت پیشنهادی فروشنده k ام که $k = n_b$ قیمت اعلامی بنگاه است.

حال خریداران و فروشندگان قیمت‌های پیشنهادی‌شان را با قیمت اعلامی بنگاه املاک مقایسه می‌کنند. خریداران در صورتی که حداکثر قیمت پیشنهادی‌شان از قیمت اعلامی بنگاه کمتر باشد خانه را می‌خرند و صاحبخانه می‌شوند و به ساکنان آن منطقه اضافه می‌گردند، در غیر این صورت اگر همچنان زمان داشته باشند دوره بعد وارد بازار می‌شوند و گرنه از بازار خارج می‌شوند. صاحبخانه‌ها نیز اگر حداقل قیمت پیشنهادی‌شان بیشتر از قیمت اعلامی بنگاه املاک باشد آنگاه خانه را می‌فروشند، در غیر این صورت خانه را نگه می‌دارند. در پایان هر دوره سازنده تعداد خانه‌های فروخته شده را محاسبه می‌نماید تا از این طریق تعداد خانه‌های باقی مانده به دست آید. پس موجودی خانه در پایان هر دوره معادل است با مجموع موجودی دوره قبل و خانه‌های ساخته شده جدید منهای تعداد خانه‌های فروخته شده. توجه داشته باشید که از دوره $1 + T^{dev}$ توسعه دهنده در هر دوره تعداد خانه‌های جدید ساخته شده و تعداد خانه‌هایی که از دوره قبل فروخته نشده را به بازار عرضه می‌کند.

۴ - ۳. اعمال مالیات بر خانه خالی^۱

بر مبنای ماده ۵۴ مکرر قانون مالیات‌های مستقیم، خانه‌هایی که بیش از ۱۲۰ روز در یک سال خالی باشند، مشمول مالیات خواهند شد. بدین نحو که ابتدا ارزش اجاره ماهانه مشخص و پس از کسر ۲۵ درصد استهلاک و محاسبه نرخ مالیات بر درآمد اجاره^۲، مالیات خانه خالی براساس تعداد سال‌هایی که خانه خالی می‌باشد، محاسبه خواهد شد. پس با در نظر گرفتن این نکته که سوداگر جهت مصرف شخصی ملک را خریداری نمی‌نماید و ملک خالی می‌باشد، در صورتی که تا چهار ماه ملک فروخته نشود؛ مشمول این مالیات می‌گردد. پس در هر سال مالیاتی در مجموع اگر ملکی بیش از ۱۲۰ روز ساکن یا کاربر نداشته باشد، به‌عنوان خانه خالی شناسایی شده و به ازای هرماه بیش از زمان مذکور ماهانه مشمول مالیات بر درآمد اجاره به شرح ماده ۵۴ اصلاحی می‌شوند که عبارت است از: سال اول ۶ برابر مالیات متعلقه، سال دوم ۱۲ برابر مالیات متعلقه و از سال سوم به بعد ۱۸ برابر مالیات متعلقه. در نتیجه بازدهی انتظاری سالانه صاحبخانه سوداگر بدین صورت تغییر می‌یابد:

$$ER_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} \left[(1 - \omega^b) \left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1 \right) - (C - (1 - (6) \times \tau^R \times 0/75) \times R_t) \right] \quad 4 < t < 12 \quad (۳)$$

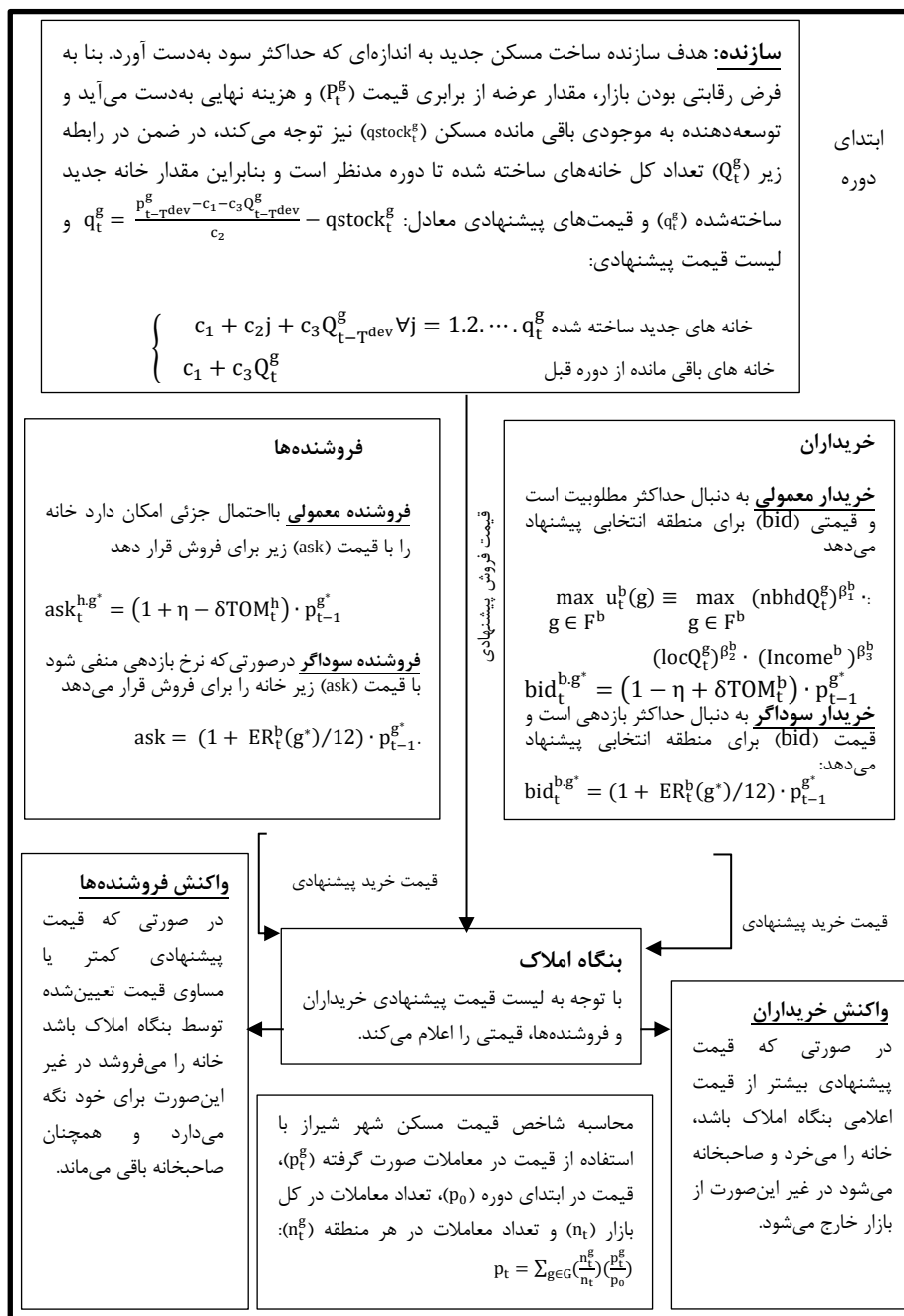
$$ER_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} \left[(1 - \omega^b) \left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1 \right) - (C - (1 - (12) \times \tau^R \times 0/75) \times R_t) \right] \quad 12 < t < 24 \quad (۴)$$

$$ER_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} \left[(1 - \omega^b) \left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1 \right) - (C - (1 - (18) \times \tau^R \times 0/75) \times R_t) \right] \quad 24 < t \quad (۵)$$

بنابراین براساس متن قانون پایه مالیاتی درآمد اجاره (R) پس از کسر ۲۵ درصد استهلاک است. در ادامه فرآیند پویای بازار مسکن در شکل (۱) نشان داده شده است:

۱. این مالیات در سال ۱۴۰۲ برای اولین‌بار اجرا شده، اما به دلیل اطلاعات ناکافی از خانه‌های خالی به‌طور کامل اجرا نشد و هدف این مطالعه شبیه‌سازی آن است.

۲. نرخ مالیات بر درآمد اجاره براساس ماده ۱۳۱ قانون مالیات‌های مستقیم بین ۱۵ تا ۲۵ درصد است، به همین دلیل در این پژوهش نرخ مالیات بر خانه خالی در چهار سطح ۱۰، ۱۵، ۲۰ و ۲۵ درصد بر ۷۵ درصد درآمد اجاره (کسر ۲۵ درصد از درآمد اجاره به‌عنوان استهلاک) اعمال شد.



شکل ۱: فرآیند پویای معاملات بازار مسکن در مدل پژوهش

(منبع: طراحی شده توسط محقق)

۴ - ۴. پارامترها و متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

در مدل سازی عامل محور بازار مسکن علاوه بر عواملی که معرفی شد، پارامتر مدنظر الگو نیز اهمیت دارد. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر شیراز و تعداد پروانه ساختمانی به عنوان معادل تعداد مسکن عرضه شده است. آمار و اطلاعات مربوط به این متغیرها از بخش آمار اداره درآمد شهرداری شیراز گردآوری شده اند. که داده های این دو متغیر از فروردین ۱۴۰۰ تا فروردین ۱۴۰۱ وارد مدل طراحی شده بازار مسکن شهر شیراز در نرم افزار انی لاجیک شده است.

جهت تعیین کیفیت برونزا و درونزای مناطق شیراز از یافته های پژوهش رفیعیان و همکاران (۱۳۹۶) استفاده شده است. رفیعیان و همکاران نه شاخص کیفیت زندگی شامل آموزش (سطح تحصیلات، میزان انطباق آموزش با شغل و غیره)، بهداشت (حمایت های بهداشتی درمانی، هزینه های بهداشت و درمان و غیره)، اشتغال (مقدار درآمد، هزینه زندگی و غیره)، جامعه مدنی (حقوق شهروندی، امنیت سیاسی و غیره)، مسکن (کیفیت نوسازی، امکانات و حمایت های دولتی، رضایتمندی از وضعیت مسکن و غیره)، تأسیسات و تجهیزات شهری (دسترسی به آب، برق، گاز، و غیره)، امکانات و خدمات شهری (دسترسی به مراکز خرید، خدمات بانکی، مراکز فرهنگی و غیره)، تفریحات و سرگرمی (تعداد مراکز تفریحی، امکانات و خدمات ورزشی و غیره) و وضعیت محیط زیست (شاخص های آلودگی هوا، آلودگی صوتی، کیفیت آب آشامیدنی و غیره) را تعیین نمود، در این مطالعه شاخص خدمات را به عنوان کیفیت برونزای مناطق در نظر گرفته شد و سپس با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های اصلی هشت شاخص دیگر را به یک شاخص کیفیت درونزای مناطق تبدیل کردیم.

جدول ۲: شاخص کیفیت مکانی برونزا و درونزای مناطق ده گانه شهر شیراز

کیفیت مکانی برونزای مناطق ده گانه شهر شیراز									
۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
۰/۴۶	۰/۲۷	۰/۵۴	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۵۹	۰/۵۶	۰/۴	۰/۵۹	۰/۶۲
کیفیت مکانی درونزای مناطق ده گانه شهر شیراز									
۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
۰/۶۲	۰/۴۱	۰/۷۱	۰/۴۸	۰/۵	۰/۴	۰/۵۱	۰/۵۴	۰/۴۸	۰/۵۴

(منبع: برگرفته شده از مطالعه رفیعیان و همکاران (۱۳۹۶))

در این مطالعه برای محاسبه میزان حباب قیمت مسکن، از نسبت انحراف استاندارد به میانگین قیمت مسکن استفاده شده است، استدلال بدین صورت است که وقتی حباب مسکن وجود دارد، نوسانات قیمت بالاست و بالعکس.

برای محاسبه نسبت اجاره به قیمت، از نسبت متوسط اجاره بهای یک متر مربع واحد مسکونی به متوسط قیمت یک متر مربع واحد مسکونی شهر شیراز مستخرج از آمار و اطلاعات مرکز آمار ایران استفاده شده است. علاوه بر این پارامترهای مورد نیاز در مدل پژوهش نیز در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول ۳: پارامترهای مورد استفاده در پژوهش

پارامتر	علامت	نوع/بازه	ارزش/توزیع	منبع
ضریب تابع هزینه ساخت مسکن (۱)	c_1	عدد حقیقی	۵۰	برگرفته‌شده از مطالعه جی (۲۰۱۷)
ضریب تابع هزینه ساخت مسکن (۲)	c_2	عدد حقیقی	۱	برگرفته‌شده از مطالعه جی (۲۰۱۷)
ضریب تابع هزینه ساخت مسکن (۳)	c_3	عدد حقیقی	۰/۵	برگرفته‌شده از مطالعه جی (۲۰۱۷)
نرخ تنزیل تورم	ω	عدد حقیقی/ (0,1)	توزیع یکنواخت	برگرفته‌شده از مطالعه جی (۲۰۱۷)
حداکثر زمان که در بازار باقی می‌ماند	MOXTOM	عدد صحیح	۱۲ ماه	برگرفته‌شده از جمع آوری اطلاعات در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
دوره مورد نیاز برای ساخت ملک	T^{dev}		۶ ماه	برگرفته‌شده از جمع آوری اطلاعات در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
تعداد مناطق در دسترس	F^b	عدد صحیح	۱۰ منطقه	منطقه بندی شهرداری شهر شیراز
پارامتر ترجیحات برای کیفیت مکانی درون‌زا	β_1	عدد حقیقی/ [0,1]	$U[0,1]^*$	به‌طور تصادفی برای هر خریدار عددی بین صفر و یک
پارامتر ترجیحات برای کیفیت مکانی برون‌زا	β_2	عدد حقیقی/ [0,1]	$U[0,1]$	به‌طور تصادفی برای هر خریدار عددی بین صفر و یک
پارامتر ترجیحات برای درآمد	β_3	عدد حقیقی/ [0,1]	$U[0,1]$	به‌طور تصادفی برای هر خریدار عددی بین صفر و یک
احتمال فروش ملک توسط صاحبخانه معمولی به دلیل خارجی		عدد حقیقی	۰/۰۵	برگرفته‌شده از جمع آوری اطلاعات در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
درآمد ماهانه خریدار	income	عدد حقیقی	توزیع نرمال	به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات درآمد هر خریدار به صورت توزیع نرمال در نظر گرفته شده است.
هزینه معامله	C	عدد حقیقی	۰/۰۵	حق کمسیون مشاور املاک
نسبت اجاره به قیمت	R	عدد حقیقی	۰/۲	محاسبه‌شده توسط محقق
کیفیت مکانی برون‌زای مناطق	$nbhdQ_t^g$	عدد حقیقی/ (0,1)	اطلاعات در جدول (۲)	برگرفته‌شده از یافته‌های پژوهش رفیعیان و همکاران (۱۳۹۶)
کیفیت مکانی درون‌زای مناطق	$locQ_t^g$	عدد حقیقی/ (0,1)	اطلاعات در جدول (۲)	برگرفته‌شده از یافته‌های پژوهش رفیعیان و همکاران (۱۳۹۶)

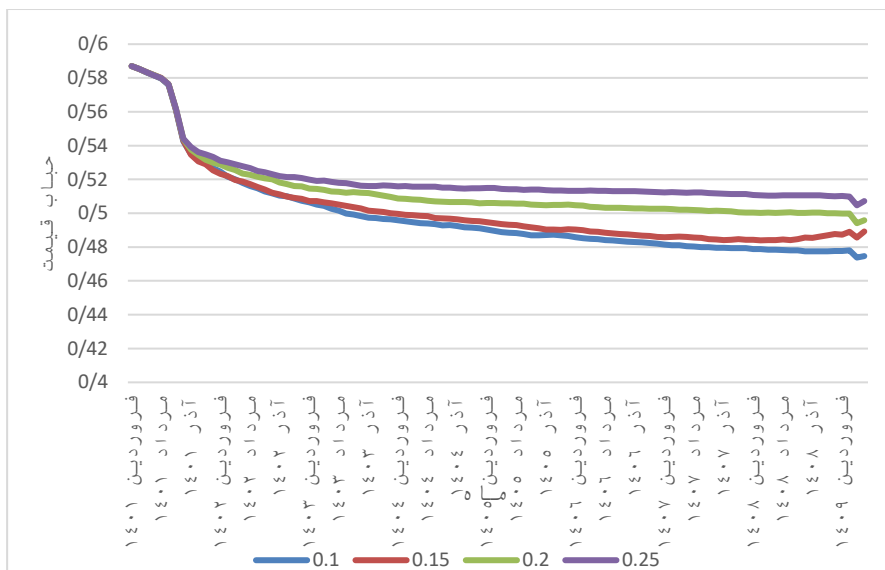
*توزیع یکنواخت با کران بالای صفر و کران پایین یک

**توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف استاندارد σ

۵. نتایج

در این بخش، آمار و اطلاعات تا ابتدای سال ۱۴۰۱ در مدل پژوهش وارد شده و در پی آن است تا بتواند روند حباب قیمت مسکن را تا حدوداً ۸ سال آینده پیش‌بینی کند. به منظور بررسی تأثیر مالیات بر خانه‌های خالی روی حباب قیمت مسکن، مقادیر مختلف نرخ مالیات شامل ۱۰، ۱۵، ۲۰ و ۲۵ درصد بر درآمد اجاره (پس از کسر ۲۵ درصد به‌عنوان استهلاک) در نظر گرفته شده و سپس

شبیه‌سازی با توجه به سهم‌های مختلف خریداران سوداگر شامل ۳۰، ۵۰ و ۷۰ درصد از کل خریداران وارد شده به بازار در مدت ۱۰۰ ماه (حدوداً ۸ سال) اجرا شده است. در ادامه این بخش روند پیش‌بینی هشت ساله حباب قیمت مسکن در شهر شیراز پس از ۱۰۰ بار اجرای مدل به صورت تصادفی نشان داده شده است. در این نمودارها محور افقی نشان‌دهنده زمان (ماه) و محور عمودی حباب قیمت مسکن را نشان می‌دهد.



شکل ۲: پیش‌بینی حباب قیمت مسکن با وجود ۷۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران
(منبع: نتایج اجرای مدل با استفاده از نرم افزار اتی لاجیک)

جدول ۴: روند تغییرات حباب قیمت با وجود ۷۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

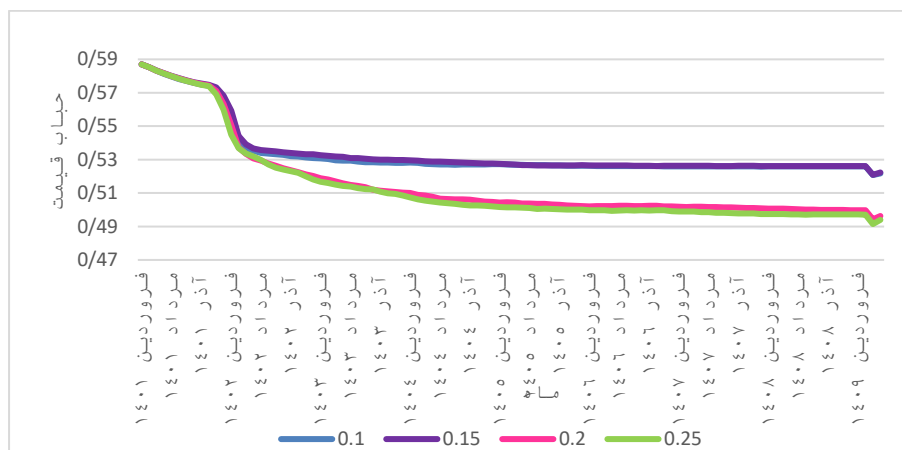
نرخ مالیات بر خانه خالی				دوره سالانه
۰/۲۵	۰/۲	۰/۱۵	۰/۱	
-۰/۰۹۱	-۰/۰۹۷	-۰/۱۰۵	-۰/۱۰۳	۱۴۰۱-۱۴۰۲
-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۵	-۰/۰۲۸	-۰/۰۳۳	۱۴۰۲-۱۴۰۳
-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۴	-۰/۰۲۰	۱۴۰۳-۱۴۰۴
-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۰	۱۴۰۴-۱۴۰۵
-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۸	۱۴۰۵-۱۴۰۶
-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۸	۱۴۰۶-۱۴۰۷
-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	۱۴۰۷-۱۴۰۸
-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۰۳	۱۴۰۸-۱۴۰۹
-۰/۱۳۱	-۰/۱۴۸	-۰/۱۶۹	-۰/۱۸۶	دوره هشت ساله

(منبع: محاسبات محقق)

شکل (۲) پیش‌بینی حباب قیمت مسکن با وجود این فرض است که هفتاد درصد از کل خریدارانی که وارد بازار می‌شوند با انگیزه سوداگرانه هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود بعد از اعمال نرخ مالیات، حباب قیمت مسکن کاهش می‌یابد، درواقع در ابتدای دوره حباب قیمت مسکن $0/58$ می‌باشد، در انتهای دوره شبیه‌سازی (100 ماه) با اعمال نرخ‌های مختلف مالیاتی به حدود $0/50$ تا $0/47$ درصد رسیده است. به عبارت دیگر نرخ رشد حباب قیمت بعد از اعمال نرخ مالیات 10 درصد تا $0/18$ درصد کاهش یافته است؛ که نسبت به اعمال نرخ‌های مالیات 15 ، 20 ، 25 درصد بر درآمد اجاره (پس از کسر 25 درصد به‌عنوان استهلاک) میزان کاهش حباب بیشتر است.

براساس جدول (۴) با اعمال مالیات بر خانه خالی نرخ رشد در طی هشت سال پیش‌بینی همواره منفی است. بنابراین زمانی که بیش از نیمی از خریداران با انگیزه کسب سود از افزایش قیمت در آینده در بازار مسکن حضور دارند میزان حباب قیمت بالاست و معادل $0/58$ است اما با اعمال مالیات بر خانه خالی کاهش یافته است؛ اثر کاهشی حباب تا سال هفتم بعد از اخذ مالیات قابل مشاهده است. براساس جدول (۴) در سال اول حباب به شدت کاهش یافته است و نرخ رشد منفی حباب در این سال حدود $0/10$ درصد است، به عبارتی امکان دارد اعمال مالیات بر خانه خالی، در همان سال‌های ابتدایی نرخ بازدهی انتظاری سالانه سوداگران را کاهش و هزینه نگهداری ملک خالی را افزایش داده و از این طریق موجب عرضه مسکن‌های خالی توسط سوداگران به بازار مسکن شده است، در نتیجه حباب قیمت مسکن کاهش چشمگیری یافته است. این نتیجه تا حدودی مشابه نتیجه چن (۲۰۰۱) است با این تفاوت که وی نشان داده که مالیات بر خانه خالی باعث کاهش قیمت می‌شود و حباب قیمت لحاظ نشده است.

همان‌طور که در شکل (۲) مشاهده می‌شود با افزایش نرخ مالیات بر خانه‌های خالی روند کاهشی حباب قیمت مسکن کمتر شده است که می‌تواند به دلیل آن باشد که 70 درصد بازار مسکن در دست سوداگران است، بنابراین بیشتر معاملات بین خودشان صورت می‌گیرد و با اعمال نرخ مالیات بیشتر، از روند کاهشی حباب قیمت کاسته می‌شود؛ به عبارتی بنا بر نظر بلوسیر (۲۰۱۲) صاحب‌خانه‌های سوداگر هزینه فرصت اجاره ندادن یا نفروختن ملک خود را می‌سنجد و ملک کمتری در بازار عرضه می‌کند و این مالیات باعث تغییرات رفتاری چشم‌گیری نمی‌شود. بنابراین این احتمال وجود دارد که به دلیل وجود سهم بالای سوداگران در این بازار، بیشتر معاملات بین سوداگران صورت می‌گیرد و سوداگران افزایش مالیات را به قیمت ملک اضافه نمایند و موجب تشدید حباب قیمتی گردد. هرچند نکته اصلی این است که با اعمال نرخ‌های مختلف روند کاهشی حفظ شده است.



شکل ۳: پیش‌بینی حباب قیمت مسکن با وجود ۵۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران
(منبع: نتایج اجرای مدل با استفاده از نرم‌افزار انی لاجیک)

در شکل (۳) مدل با این فرض اجرا شده است که ۵۰ درصد از خریداران به قصد مصرف شخصی و ۵۰ درصد از خریداران با انگیزه سوداگری ملک وارد بازار مسکن می‌شوند. چنان‌چه نشان داده شده، با اعمال مالیات بر خانه‌های خالی حباب قیمت کاهش یافته است.

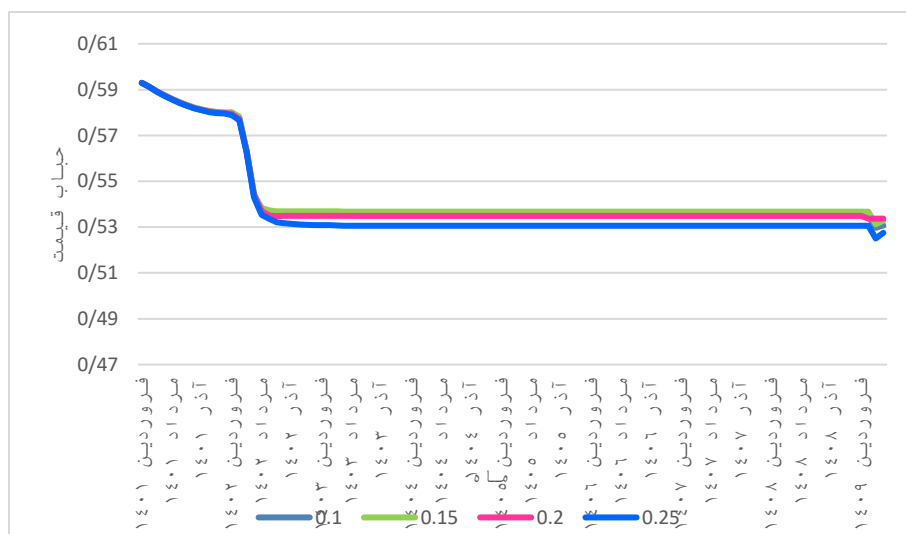
جدول ۵: روند تغییرات حباب قیمت با وجود ۵۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

نرخ مالیات بر خانه خالی				دوره سالانه
۰/۲۵	۰/۲	۰/۱۵	۰/۱	۱۴۰۱-۱۴۰۲
-۰/۰۴۶	-۰/۰۴	-۰/۰۳۲	-۰/۰۳۴	۱۴۰۲-۱۴۰۳
-۰/۰۴۹	-۰/۰۵۵	-۰/۰۴۶	-۰/۰۴۷	۱۴۰۳-۱۴۰۴
-۰/۰۱۶	-۰/۰۱۶	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۵	۱۴۰۴-۱۴۰۵
-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۱	۱۴۰۵-۱۴۰۶
-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۲	۱۴۰۶-۱۴۰۷
-۰/۰۰۰۹	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۵	۱۴۰۷-۱۴۰۸
-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۳	۱۴۰۸-۱۴۰۹
-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۰۱	دوره هشت ساله
-۰/۱۵۳	-۰/۱۴۸	-۰/۱۰۳	-۰/۱۰۴	

(منبع: محاسبات محقق)

جدول (۵) میزان تغییرات حباب با اعمال نرخ‌های مختلف مالیات در سال‌های مورد پیش‌بینی نشان می‌دهد. با اعمال نرخ مالیات بر خانه خالی معادل با ۱۰ و ۱۵ درصد بر درآمد اجاره (پس از کسر ۲۵ درصد به‌عنوان استهلاک)، ۱۰ درصد حباب قیمتی مسکن کاهش یافته است. علاوه بر این

در صورتی که نرخ‌های مالیات ۲۰ و ۲۵ درصد بر درآمد اجاره (پس از کسر ۲۵ درصد به‌عنوان استهلاک) باشد، نرخ رشد کاهشی حباب قیمتی به‌طور متوسط به ۱۵ درصد رسیده است؛ این بدان معناست که تحت این شرایط افزایش نرخ مالیات بر خانه خالی باعث کاهش بیشتر در حباب قیمتی بازار مسکن شده است. به عبارتی باید توجه کرد امکان دارد افزایش ۰/۰۵ (تغییر از ۱۰ درصد به ۱۵ درصد) نرخ مالیات بر خانه خالی تأثیر بیشتری در کاهش حباب قیمت مسکن داشته‌باشد، اما این تغییر در تمامی سطوح نرخ مالیات امکان دارد این اثر را نداشته‌باشد؛ بنابراین انتخاب نرخ مالیات بهینه حائز اهمیت است. در نهایت اعمال نرخ مالیات خانه خالی در سطوح مختلف در صورتی که نیمی از خریداران سوداگر باشند، بنا بر مبنای موضوع موجب کاهش نرخ بازدهی سالانه سوداگر شده است و آن‌ها ترجیح می‌دهند ملک را در بازار عرضه کنند و از این طریق موجب کاهش حباب قیمت مسکن گردیده‌اند. در مقایسه با زمانی که ۷۰ درصد خریداران سوداگر بودند، در این حالت حباب قیمتی مسکن بعد از اعمال مالیات بر خانه خالی کاهش کمتری می‌یابد؛ بنابراین می‌توان بیان نمود هر چه سوداگران بیشتری در بازار مسکن حضور داشته باشند منابع بیشتری تحت تأثیر این نوع مالیات قرار خواهد گرفت؛ اما با این تفاوت که با وجود سوداگران با افزایش نرخ مالیات روند کاهشی حباب قیمت کمتر می‌شود. چنانچه در شکل ۲ و ۳ نیز مشاهده می‌شود، زمانی که سوداگران بیشتری در بازار حضور دارند (۷۰ درصد خریداران سوداگرند)، با اعمال مالیات بر خانه خالی حباب قیمت مسکن در شش ماهه اول سال ۱۴۰۱ بیشترین کاهش حدوداً ۱۰ درصد رخ می‌دهد اما در صورتی که نیمی از بازار در دست سوداگران باشد پس از فرا رسیدن سال مالیاتی روند کاهشی چشم‌گیری دیده می‌شود.



شکل ۴: پیش‌بینی حباب قیمت مسکن با وجود ۳۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

(منبع: نتایج اجرای مدل با استفاده از نرم‌افزار انی لاجیک)

جدول ۶: روند تغییرات حباب قیمت با وجود ۳۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

نرخ مالیات بر خانه خالی				
دوره سالانه	۰/۱	۰/۱۵	۰/۲	۰/۲۵
۱۴۰۱-۱۴۰۲	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۲
۱۴۰۲-۱۴۰۳	-۰/۰۷۶	-۰/۰۷۴	-۰/۰۷۶	-۰/۰۸۲
۱۴۰۳-۱۴۰۴	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۵	.	-۰/۰۰۰۶
۱۴۰۴-۱۴۰۵	.	.	.	.
۱۴۰۵-۱۴۰۶	.	.	.	.
۱۴۰۶-۱۴۰۷	.	.	.	.
۱۴۰۷-۱۴۰۸	.	.	.	.
۱۴۰۸-۱۴۰۹	.	.	.	.
دوره هشت ساله	-۰/۰۹	-۰/۰۹	-۰/۰۹	-۰/۱

(منبع: محاسبات محقق)

در شکل (۴) و جدول (۶) سی درصد از کل خریداران با انگیزه سوداگرانه وارد بازار مسکن می‌شوند. بنابراین در این شرایط اعمال نرخ مالیات‌های مختلف موجب کاهش ۲۷ درصدی حباب قیمت مسکن تا پایان دوره شبیه‌سازی می‌شوند. چون تعداد سوداگران کمی در بازار حضور دارند بیشترین کاهش حباب پس از سال مالیاتی نمایان شده است و سوداگران قدرت مقابله کمتری دارند، بدین علت که خریداران معمولی بیشتری در بازار حضور دارد. باید توجه نمود که خریدارانی که با انگیزه مصرف شخصی اقدام به خرید ملک می‌نمایند، با احتمال جزئی مجدداً وارد بازار می‌شوند تا ملک را بفروشند و بیشتر سهم معاملات در بازار مسکن توسط سوداگران صورت می‌گیرد. حال زمانی که فقط ۳۰ درصد از خریداران سوداگرند حجم معاملات کم است و با اعمال مالیات بر خانه خالی در همان سال اول بخشی از سوداگران خارج می‌شوند و حجم معاملات نسبت به قبل از اعمال مالیات کمتر نیز می‌شود و بدین دلیل حباب کاهش کمتری داشته است. این نتیجه با حامیان فرضیه کارآیی بازار ۱ مطابقت دارد، که معتقدند حجم تجارت کمتر نوسانات بالاتر قیمت را به دنبال دارد، در این مطالعه از شاخص انحراف استاندارد به میانگین برای محاسبه میزان حباب استفاده شده است که هر چه بیشتر باشد به معنای نوسان بالاتر و حباب قیمتی بیشتر است. علاوه بر این سگو (۲۰۱۲) نیز در مطالعه‌اش مطرح می‌کند امکان دارد تحرک موجودی فعلی مسکن آن‌قدر زیاد نبوده باشد که بر قیمت‌ها تأثیر بگذارد. دقیقاً زمانی که سوداگر کمتری در بازار حضور دارد با اعمال مالیات بر خانه

خالی، موجودی مسکن آن قدر تغییر پیدا نخواهد کرد، پس کاهش کمتری در حباب قیمت مسکن رخ می‌دهد.

جدول (۷) یک جدول حرارتی است، میزان متوسط حباب قیمت مسکن در هشت سال با توجه به نرخ‌های مختلف مالیاتی و سطوح متفاوت سوداگران در بازار ارائه گردیده است. هر خانه‌ای که پررنگ‌تر است بدین معناست که به‌طور متوسط میزان حباب قیمت مسکن در سطح بالاتری قرار دارد. چنان‌چه مشاهده می‌شود هر چه تعداد سوداگر بیشتری در بازار مسکن حضور دارد با اعمال نرخ مالیات به‌طور متوسط حباب قیمت مسکن طی هشت سال در سطح پایین‌تری قرار خواهد گرفت و خانه‌های جدول کم رنگ‌تر است؛ چون منابع بیشتری در بازار مسکن تحت تأثیر این مالیات قرار خواهد گرفت. منتهی تا زمانی که بیش از نیمی از بازار در دست سوداگران قرار دارد انتخاب نرخ مالیاتی که سطح حباب قیمت را بیشتر کاهش دهد مشکل است و سوداگران قدرت بیشتری در بازار دارند و افزایش نرخ مالیات نه تنها حباب قیمت را در سطح پایین‌تری قرار نخواهد داد بلکه حباب را تشدید خواهد نمود؛ این احتمال وجود دارد که افزایش مالیات را به قیمت ملک می‌افزایند.

جدول ۷: نقشه حرارتی متوسط حباب قیمتی مسکن شهر شیراز

نرخ مالیات بر خانه خالی (درصد)			تعداد خریدار سوداگر از کل خریداران (درصد)
۲۵-۲۰	۲۰-۱۵	۱۵-۱۰	
۰/۵۱۷	۰/۴۹۷	۰/۴۸۵	۷۰
۰/۵۰۲	۰/۵۴۵	۰/۵۰۵	۶۰
۰/۵۰۸	۰/۵۳۸	۰/۵۳۵	۵۰
۰/۵۳۲	۰/۵۳۶	۰/۵۴۱	۴۰
۰/۵۳۹	۰/۵۴۲	۰/۵۴۲	۳۰

(منبع: یافته‌های پژوهش)

بنا به نظر بلوسیر نیز (۲۰۱۲) صاحب‌خانه‌های سوداگر بعد از اعمال مالیات، هزینه فرصت اجاره ندادن یا نفروختن ملک خود را می‌سنجد و بر این اساس تصمیم می‌گیرند ملک در بازار عرضه کنند یا نه. با وجود قدرت بیشتر سوداگران در بازار مسکن و نبود نظارت کافی توسط دولت اعمال نرخ مالیات بالاتر، این احتمال وجود دارد که سوداگران برای جبران مالیات پرداختی، ملک را با قیمت بیشتر به بازار عرضه کنند و نه تنها دولت از این طریق قدرت سوداگران را محدود ننموده است بلکه تمایل به ورود سوداگران جدید نیز به‌وجود می‌آید و حباب قیمتی تشدید می‌شود. همچنین حتی اگر سوداگران ملک را نفروشدند و اجاره دهند؛ بنا بر مطالعه لیبراتی و لوبرتو (۲۰۱۹) در صورتی که مالیات بر خانه‌های خالی سوداگران اعمال شود، مالکان می‌توانند تصمیم بگیرند خانه را اجاره

دهند به جای اینکه ملک را در بازار عرضه کنند. در صورت اجاره دادن خانه نیز، اجاره‌دهنده بخشی از بار مالیاتی را از طریق بهای اجاره به مستأجر منتقل می‌کند، در نتیجه مستأجر اجاره بیشتری باید بپردازد و از این رو تقاضا برای مسکن تحت مالکیت افزایش می‌یابد و مجدداً قیمت خانه بالا می‌رود و حباب تشدید می‌شود. بنابراین دولت باید توجه داشته باشد صرفاً اعمال مالیات بر خانه خالی به بهبود وضعیت بازار مسکن کمک نخواهد کرد بلکه نظارت بعد از اعمال مالیات اهمیت بیشتری خواهد داشت که انتقال بار مالیاتی به مستأجران و خریداران معمولی صورت نگیرد. همچنین براساس جدول (۷) زمانی که کمتر از نیمی از بازار در دست سوداگران قرار دارد با افزایش نرخ مالیات حباب قیمت مسکن در سطح پایین‌تری قرار خواهد گرفت.

بنابراین اعمال مالیات بر خانه خالی موجب کاهش حباب قیمت مسکن در سطح شهر شیراز می‌شود، این نتیجه تا حدودی مشابه نتیجه چن (۲۰۰۱) است با این تفاوت که وی نشان داده که مالیات بر خانه خالی باعث کاهش قیمت می‌شود و حباب قیمت لحاظ نشده است. منتهی نتایج پژوهش حاضر حاکی از آن است که با اعمال مالیات بر خانه خالی میزان کاهش حباب قیمت مسکن تحت تأثیر سهم سوداگران در این بازار است. بنابراین دولت برای اعمال مالیات مناسب و کنترل حباب قیمت مسکن باید اولاً منابع اطلاعاتی در زمینه تعداد خانه‌های خالی و سهم سوداگران در بازار مسکن را تکمیل نماید تا نرخ مالیات مناسب انتخاب شود و بعد از اعمال این مالیات نیز نظارت کافی جهت عدم انتقال بار مالیاتی به خریداران مصرفی و مستأجران داشته باشد. به‌طور کلی با اعمال نرخ‌های مختلف مالیات بر خانه خالی با وجود سهم متفاوت سوداگران در بازار مسکن به‌طور متوسط ۱۲ درصد کاهش حباب قیمتی بازار مسکن را نشان می‌دهد؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که سوداگران در بازار مسکن ایران واکنش کمی نسبت به اعمال مالیات دارند چنان‌چه مطالعه منوچهری و قلی‌زاده (۱۴۰۱) نیز این نکته را مطرح نمودند.

۶. نتیجه‌گیری

هدف این مقاله بررسی تأثیر مالیات بر خانه خالی روی حباب قیمت مسکن شهر شیراز با به‌کارگیری مدل عامل‌محور است. برای این منظور ابتدا مدلی جهت بررسی فرآیندهای پویای بازار مسکن با در نظر گرفتن عقاید ناهمگن طراحی شد، سپس مالیات بر خانه خالی اعمال گردید. در مدل پژوهش چهار عامل خریدار، فروشنده، توسعه‌دهنده و بنگاه املاک در نظر گرفته شد که خریداران و فروشندگان در قالب دو گروه با انگیزه مصرفی یا سوداگری در بازار حضور دارند. مدل پژوهش با توجه به آمار و اطلاعات گردآوری شده از بخش آمار اداره درآمد شهرداری شیراز تا ابتدای سال ۱۴۰۱ تعبیه شد؛ تا بتوان روند حباب قیمت مسکن شهر شیراز را تا پایان سال ۱۴۰۹ پیش‌بینی نمود. به منظور بررسی تأثیر مالیات بر خانه‌های خالی روی حباب قیمت مسکن، مقادیر مختلف نرخ مالیات شامل ۱۰، ۱۵، ۲۰ و ۲۵ درصد بر درآمد اجاره (پس از کسر ۲۵ درصد به‌عنوان استهلاک) در نظر گرفته شد و سپس

با توجه به سه سهم مختلف خریداران سوداگر شامل ۳۰، ۵۰ و ۷۰ درصد از کل خریداران وارد شده به بازار، مدل شبیه‌سازی شده بازار مسکن شهر شیراز اجرا شد.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اعمال نرخ‌های مختلف مالیاتی با وجود تعداد سوداگران متفاوت می‌تواند موجب کاهش حباب قیمت مسکن شهر شیراز می‌شود، منتهی میزان اثرگذاری تحت شرایط گوناگون متفاوت است. با اعمال نرخ مالیات ۱۰ درصد بر درآمد اجاره (پس از کسر ۲۵ درصد به‌عنوان استهلاک) در صورتی که ۷۰ درصد خریداران سوداگر باشند، بیشترین نرخ رشد کاهشی حباب قیمت مسکن مشاهده شد؛ که نرخ رشد کاهشی معادل ۱۸ درصد بود، یعنی با اعمال مالیات بر خانه خالی، حباب قیمت مسکن شهر شیراز در سال ۱۴۰۱ تا پایان سال ۱۴۰۹، تقریباً ۱۹ درصد کاهش یافت و پس از آن اعمال نرخ مالیات ۱۵ درصد بر درآمد اجاره (پس از کسر ۲۵ درصد به‌عنوان استهلاک) در این شرایط حدوداً ۱۷ درصد حباب قیمتی مسکن را کاهش داد. اما زمانی که تعداد خریداران معمولی بیشتر از خریداران سوداگر باشد، یعنی تنها ۳۰ درصد خریداران سوداگر باشند، اعمال نرخ‌های مختلف مالیات بر خانه خالی کمترین اثر کاهشی روی حباب قیمت مسکن را نشان می‌دهد. بنابراین زمانی که ۷۰ درصد از خریداران موجود در بازار با انگیزه مصرف شخصی در بازار حضور دارند، حجم معاملات کم است چون خریداران معمولی با احتمال جزئی مجدداً وارد بازار می‌شوند و سهم بیشتر معاملات توسط ۳۰ درصد خریداران که سوداگرند صورت می‌گیرد بنابراین اعمال مالیات بر خانه خالی در همان سال اول باعث خروج تعدادی سوداگر از بازار می‌شود و حجم معاملات نسبت به قبل از اعمال مالیات کمتر می‌گردد. درواقع تحرک موجودی فعلی مسکن بعد از اعمال مالیات آن قدر زیاد نبوده که بر قیمت‌ها تأثیر بگذارد؛ این نتیجه منطبق بر نظر سگو (۲۰۱۹) می‌باشد.

همچنین نتایج حاکی از آن است که افزایش نرخ مالیات بر خانه خالی الزاماً موجب کاهش بیشتر حباب قیمت مسکن نمی‌شود. زمانی که بیش از نیمی از بازار مسکن در دست سوداگران قرار دارد، قدرت آن‌ها در معاملات بیشتر است و افزایش نرخ مالیات به‌صورت افزایش قیمت موجب تشدید حباب قیمت مسکن می‌شود، می‌تواند بدین معنا باشد که چون بیشتر معاملات بین سوداگران صورت می‌گیرد سوداگران مالیات را به قیمت ملک می‌افزایند و عملاً افزایش نرخ مالیات موجب بدتر شدن وضعیت حباب قیمت مسکن می‌شود و انتخاب نرخ مالیات بهینه حائز اهمیت می‌گردد. زمانی که کمتر از نیمی از بازار مسکن در دست سوداگران است از قدرت سوداگران کاسته خواهد شد، بنابراین افزایش نرخ مالیات موجب کاهش بیشتر حباب قیمت می‌شود؛ اما به میزان کمتری نسبت به زمانی که بیش از نیمی از بازار در دست سوداگران قرار دارد حباب قیمت کاهش خواهد یافت.

با توجه به نتایج ارائه شده می‌توان عنوان کرد وضع مالیات بر خانه خالی در کشور می‌تواند موجب کاهش حباب قیمت مسکن در کشور و به‌طور خاص در سطح بازار مسکن شهر شیراز شود. علاوه بر این می‌تواند درآمد مناسبی را نیز برای دولت ایجاد کند که با تخصیص و هدایت بهینه

منابع حاصل از آن به سمت عرضه مسکن اقشار کم درآمد، فاصله طبقاتی را کاهش دهد. بنابراین پیشنهاد می‌شود، سیاست‌گذاران گسترش و تقویت این سیاست را در نظر بگیرند. برای این کار، ابتدا دولت منابع اطلاعاتی در حوزه بازار مسکن در زمینه تعداد خانه‌های خالی و سهم سوداگران در بازار مسکن را تکمیل نمایند و متناسب با شرایط نرخ مالیات مناسب انتخاب گردد. همچنین دولت، یک مکانیسم نظارتی و اجرایی قوی برای اجرای این سیاست ایجاد کند.

پیشنهاد می‌شود که کمپین‌های آگاهی عمومی برای آموزش صاحبان املاک و عموم مردم در مورد مزایای سیاست مالیات بر خانه‌های خالی و تأثیر آن بر کاهش حباب قیمت مسکن راه اندازی شود. در صورت اجرای کامل این سیاست پیشنهاد می‌شود که به‌طور مستمر تأثیر این سیاست مالیاتی بر خانه‌های خالی ارزیابی و به‌طور منظم اثربخشی آن (بر تغییرات قیمت مسکن و حباب قیمت مسکن، نرخ خانه‌های خالی) ارزیابی شود و در صورت لزوم، تجدید نظر در نرخ مالیات صورت گیرد. علاوه بر این دولت برای کنترل سوداگران بازار مسکن باید علاوه بر اعمال نرخ مالیات بر خانه خالی سیاست‌های دیگری نیز اعمال نماید به‌طور مثال اعطای تسهیلات کم بهره با مدت سررسید بلندمدت جهت تقویت عرضه مسکن.

همان‌طور که در متن پژوهش نیز ذکر شد برخی کشورها به جای درآمد اجاره، ارزش ملک را پایه مالیاتی در نظر گرفته‌اند یا مالیات ثابت سالانه اخذ می‌کنند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی پایه مالیات به غیر از درآمد اجاره را بررسی نمایند. ضمن اینکه در این مطالعه به دلیل پیچیدگی مدل، بازارهای دیگر در نظر گرفته نشده است؛ علاوه بر این صرفاً بازار دارایی مسکن بدون در نظر گرفتن بازار اجاره و زمین مدل‌سازی شده است، پیشنهاد می‌گردد مطالعات دیگر به بررسی آن بپردازند.

References

- Abdollahi, H. & Malekzade, A. (2023). The Vacant Home Tax: A Review of Basics, Effects, Country Experiences and Implementation Requirement. *The Monthly Expert Reports of the Islamic Council Research Center*, 31(1), 1-31. [In Persian]
- Abdollahi, H., Malekzade, A. & Bikpur, A. (2021). Examining the Tax on Empty Houses in Iran; Basics, Works, Rules and Executive Requirements. *The 8th Annual Conference on Moqavemati Economy*, Topic: Housing; Production engine. Tehran. [In Persian]
- Amiri, H., Shahnazi, R. & Dehghan Shabani, Z. (2016). *Economics of the Public Sector*. Qom: Research Institute of Hawzah and University. [In Persian]
- Aregger, N., Brown, M. & Rossi, E. (2013). *Transaction Taxes, Capital Gains Taxes and House Prices*. Swiss National Bank, Zurich.
- Bai, C., Li, Q. & Ouyang, M. (2014). Property Taxes and Home Prices: A Tale of Two Cities. *Journal of Econometrics*, 180(1), 1-15.
- Blossier, F. (2012). *Is Taxing Inhabitation Effective? Evidence from the French Tax Scheme on Vacant Housing*. Sciences Po Paris, the Ecole polytechnique and the Grand ecole.
- Brunnermeier, M.K. (2016). Bubbles. In *Banking Crises*. Palgrave Macmillan, London. 28-36.
- Cao, J. & Hu, W. (2016). A Microsimulation of Property Tax Policy in China. *Journal of Housing Economics*, 33, 128-142.
- Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is There a Bubble in the Housing Market? *Brookings Papers on Economic activity*, 2, 299-362.
- Castle, C.J.E., & Crooks, A. T. (2006). *Principles and Concepts of Agent-Based Modelling for Developing Geospatial Simulations* London. UK: Working Paper Series, Centre for Advanced Spatial Analysis (UCL), 60.
- Chen, H. (2017). Real Estate Transfer Taxes and Housing Price Volatility in the United States. *International Real Estate Review*, 20(2), 207-219.
- Chen, Y.J. (2001). Modeling the Impacts of Vacancy Taxes on the Taiwan Housing Market. *Proceedings of the National Science Council*, 11(2), 148-165.
- Chu, S.Y. (2018). Macroeconomic Policies and Housing Market in Taiwan. *International Review of Economics & Finance*, 58, 404-421.
- Dastjerdi, V. (2019). *Identifying the Factors Affecting the Rate of Tax on Vacant Housing in the Iranian Economy: System Approach*. Master's thesis, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. [In Persian]
- Du, Z. & Zhang, L. (2015). Home-Purchase Restriction, Property Tax and Housing Price in China: A Counterfactual Analysis. *Journal of Econometrics*, 188(2), 558-568. From: <https://rc.majlis.ir/fa/law/show/91488> From: <https://www.amar.org.ir/statistical-information/Construction-and-Housing>
- Fu, Y., Qian, W. & Yeung, B. (2016). Speculative Investors and Transactions Tax: Evidence from the Housing Market. *Management Science*, 62(11), 3254-3270.

- Ge, J. (2017). Endogenous Rise and Collapse of Housing Price: An Agent-Based Model of the Housing Market. *Computers, Environment and Urban Systems*, 62, 182-198.
- Hoekstra, J. & Vakili-Zad, C. (2011). High Vacancy Rates and Rising House Prices: The Spanish Paradox. *Tijdschrift Voor Economische en Sociale Geografie*, 102(1), 55-71.
- Hsu, B.F. & Yuen, C.W. (2001). Tax Avoidance Due to The Zero Capital Gains Tax: Some indirect evidence from Hong Kong. *International Evidence on the Effects of Having No Capital Gains Taxes*, 39-54.
- Izadkhasti, H. (2019). Analysis the Effects of Tax in the Real Estate and Housing Sector and Estimating its Potential Capacity in Iran with Emphasizing on Strategies and Challenges. *Journal of Tax Research*, 27 (41), 73-103. [In Persian]
- Izadkhasti, H. (2019). Analyzing the Impact of Taxation on the Real Estate and Housing Sector and Estimating its Potential Capacity in Iran: Emphasizing Challenges and Strategies. *Tax Research Quarterly*, 41 (89), 73-103. [In Persian].
- Izadkhasti, H. & Arabmazar, A. (2017). Tax on Land Rent and Capital Housing: General Equilibrium Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 14(3), 1-25. [In Persian]
- Izadkhasti, H., Arabmazar, A. & Ahmadi, K. (2019). Analysis the Impact of Tax on Transfer of Real Estate and Housing on the Reduction of Housing Market Volatility in Urban Areas of Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 27(91), 155-190. [In Persian].
- khodadad kashi, F. & Razban, N. (2014). The Effect of Speculation in Housing Market Volatility in Iran (1991-2008). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 22(71), 5-28. [In Persian]
- Klein, P. (1999). The Capital Gain lock-in Effect and Equilibrium Returns. *Journal of Public Economics*, 71(3), 355-365.
- Liberati, D. & Loberto, M. (2019). Taxation and Housing Markets with Search Frictions. *Journal of Housing Economics*, 46, 101632.
- Macal, C., & North, M. (2014, December). Introductory Tutorial: Agent-Based Modeling and Simulation. Proceedings of the winter simulation conference 2014 (pp. 6-20). IEEE.
- Magliocca, N., Safirova, E., McConnell, V. & Walls, M. (2011). An economic agent-based model of coupled housing and land markets (CHALMS). *Computers, Environment and Urban Systems*, 35(3), 183-191.
- Manochehri, S. & Gholizadeh, A. (2022). The Response of Speculation in the Housing Market to Exogenous Shocks in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 22(2), 185- 216. [In Persian]
- Rafiyan, M. Zahmatkesh, E. & Deh Deh Zadeh Silabi, P. (2017). Evaluation and Measurement of Urban Life Quality Indicators in Ten Areas of Shiraz Metropolis. *Quarterly Geography and Environmental Studies*, 22, 115-128. [In Persian]

- Razavi, M., Izadkhasti, H. & Dastjerdi, V. (2021). Identifying the Factors Affecting the Tax Rate on Vacant Houses in the Iranian Economy: Interpretive Structural Modeling Approach. *Urban Economics*, 2, 17-34. [In Persian]
- Segú, M. (2020). The Impact of Taxing Vacancy on Housing Markets: Evidence from France. *Journal of Public Economics*, 185, 1-22.
- Seyed Nourani, S. (2014). An Examination of Housing Bubble and Speculation in Urban Areas of Iran. *Economic Research*, 14, 49- 68. [In Persian]
- Smith, M.H., Smith, G. & Thompson, C. (2005). *When is a Housing Bubble Not a Housing Bubble?* Unpublished Paper.
- Srblijinović, A. & Škunca, O. (2003). An Introduction to Agent Based Modelling and Simulation of Social Processes. *Interdisciplinary Description of Complex Systems: INDECS*, 1(1-2), 1-8.
- Stiglitz, J.E. (1990). Symposium on Bubbles. *Journal of economic perspectives*, 4(2), 13-18.
- Tesfatsion, L. (2006). Agent-Based Computational Economics: A constructive approach to economic theory. *Handbook of Computational Economics*, 2, 831-880.
- Zheng, H., Son, Y.J., Chiu, Y.C., Head, L., Feng, Y., Xi, H., Kim, S. & Hickman, M. (2013). *A Primer for Agent-Based Simulation and Modeling in Transportation Applications*. Technical Report.

Tax on Vacant Houses and Housing Price Bubble in Shiraz

Sara Parang¹

Zahra Dehghan Shabani²

Ebrahim Hadian³

Ali Asgary⁴

Received: 2024/01/05

Accepted: 2024/01/22

Aim and Introduction

The housing sector is one of the important economic sectors that, in addition to consumer demand, also faces demand from speculators due to its high capital return rate and low risk level. Speculators, motivated by the desire to profit from future price increases, refrain from offering their houses for sale, resulting in a housing vacancy. The presence of vacant houses reduces the housing supply and can lead to the formation of a housing price bubble. Imposing taxes on vacant houses is one of the government's tools to address this issue. The aim of this study is to examine the impact of taxes on vacant houses on the housing price bubble in the city of Shiraz.

Methodology

In this research, an agent-based model is used, considering four active agents in the housing market: sellers, buyers (including sellers and buyers with personal consumption and speculative motivations), developer, and real estate agencies, to investigate the dynamic processes of the housing market. To forecast the housing prices in Shiraz over an eight-year period, statistics and information by the beginning of 2022 have been incorporated into the model, and three different percentages of speculative buyers, including 30%, 50%, and 70% of the total buyers, along with different tax rates of 10%, 15%, 20%, and 25% have been considered.

Findings

The results of the research show that by applying a tax rate of 10%, if 70% of buyers are speculators, the highest growth rate of the housing price bubble was observed; that the decreasing growth rate was equal to 18%, that is, with application of tax on empty houses, the housing price bubble of Shiraz city in 2022 to the end of 2031 decreased by almost 19%, and after that the application

-
1. Ph.D Candidate, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: s.parang@hafez.shirazu.ac.ir
 2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. (Corresponding Author) E-mail: zdehghan@shirazu.ac.ir
 3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: Ehadian@rose.shirazu.ac.ir
 4. Professor of Disaster & Emergency Management, Faculty of Liberal Arts and Professional Studies, York University, Canada. E-mail: asgary@york.ca

of the tax rate of 15% in these conditions was approximately 17% which reduced the housing price bubble. But when the number of regular buyers is more than speculative buyers (30% of buyers are speculative), the application of different tax rates on vacant houses shows the least reduction effect on the housing price bubble. Therefore, when 70% of the buyers in the market are present in the market with the motive of personal consumption, the number of transactions is low. Since ordinary buyers will re-enter the market with a slight probability, and the majority of transactions are made by the 30% of buyers who are speculative, so applying the tax on vacant houses in the first year will cause a number of speculator to leave the market and the number of transactions will be less than before the tax was applied. In fact, mobilisation of the current stock of housing due to the tax may not have been high enough to affect prices which is consistent with Sego (2019). Furthermore, the results indicate that increasing the tax rate on vacant houses does not necessarily lead to a further reduction of housing price bubble. When more than half of the housing market is in the hands of speculators, their power in transactions would be greater, and the increase in tax rate in the form of an increase in price will intensify the housing price bubble which could mean more transactions between traders. In fact, traders add tax to the price of the property, and increasing tax rates, in return worsens the bubble. So, here selecting the optimal tax rate becomes critically important. When less than half of the housing market is in the hands of speculators, the power of speculators will decrease as a result, which leads to further weakening of the price bubble. However, to a lesser extent when more than half of the market is in the hands of speculators, the price bubble will decrease.

Discussion and Conclusion

The research results indicate that the implementation of different tax rates, despite varying numbers of speculators, can lead to a reduction in the housing price bubble in the city of Shiraz, although the effectiveness may vary under different conditions. Moreover, it can create an appropriate income for the government, which can reduce the class gap by allocating and optimally directing the resulting resources towards the supply of housing for low-income groups. But the government should be careful in choosing the tax rate. It is necessary to set the tax rate on empty houses in such a way that renting the house or offering it in the market is more economical than keeping it empty by traders. In addition to the tax rate, choosing the tax base is also crucial. As mentioned in the text of the research, some countries consider the value of the property as the tax base instead of the rental income, or a fixed annual tax is collected.

Keywords: Agent Based Model, Housing Tax, Housing Price

JEL Classification: R31, H20, C63

بررسی منحنی لافر و کشش درآمد مشمول مالیات: تأثیر کسورات مالیاتی در یک مدل تعادل عمومی پویا*

ناهید گوهرتاش^۱روح‌اله شهنازی^۲احمد صدراپی جواهری^۳محبوبه جعفری^۴پرویز رستم‌زاده^۵

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۸

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۷

چکیده

کسورات مالیاتی نقش مهمی در تعیین درآمدهای مالیاتی دارد و نادیده گرفتن تأثیر آن در مطالعات مالیاتی می‌تواند منجر به نتایج گمراه‌کننده شود. برای پرداختن به این شکاف تحقیقاتی، این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی پویا سه‌بخشی برای تخمین منحنی لافر و همچنین بررسی اثرات کسورات مالیات بر منحنی لافر و درآمد مشمول مالیات استفاده می‌کند. این تجزیه و تحلیل بر بخش‌های خانگی، تجاری و دولتی متمرکز است و اهمیت کسورات مالیاتی در هریک از این بخش‌ها را بررسی می‌کند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که در صورت عدم وجود کسورات مالیاتی، نرخ مالیات برای حداکثر کردن درآمد مالیاتی از محل درآمد نیروی کار ۴۰ درصد و برای بازدهی سرمایه، ۵۰ درصد است. در مقابل، هنگامی که کسورات مالیاتی وجود دارد، نرخ‌های مالیاتی بیش از ۴۵ و ۵۵ درصد به ترتیب درآمد مالیاتی را از محل درآمد نیروی کار و بازدهی سرمایه به حداکثر می‌رساند. همچنین نتایج مربوط به کشش درآمد مشمول مالیاتی نیروی کار و سرمایه، حاصل در هر سناریو تقریباً ثابت و در صورت وجود کسورات نسبت به حالت حذف آن مقداری بیشتر می‌باشد. در حالیکه کشش درآمد مالیاتی حاصل از درآمد سرمایه، به دلیل تنوع بیشتر، کسورات سرمایه‌ای، همیشه بزرگ‌تر از یک است و در هر دو حالت شبیه‌ی نزولی دارد و با افزایش نرخ مالیات به تدریج کاهش یافته و به یک نزدیک می‌شود. همچنین صرف‌نظر از وجود کسورات، درآمد مشمول مالیات مربوط به درآمد نیروی کار برای نرخ‌های مالیاتی کمتر از ۳۲٪ است.

واژگان کلیدی: منحنی لافر، درآمد مشمول مالیات، تعادل عمومی، کسورات مالیاتی.

طبقه‌بندی JEL: H2، H24، D50، H29.

* این مقاله مستخرج از پایان‌نامه دکتر ناهید گوهرتاش در دانشگاه شیراز است.

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
n.gohartash892131@gmail.com

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
rshanazi@shirazu.ac.ir

۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران (نویسنده)
sadraei@shirazu.ac.ir

مسئول

۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
parvizrostamzadeh@shirazu.ac.ir

۵. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
ma.jafari@shirazu.ac.ir

۱. مقدمه

افزایش نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی یک هدف اصلی و صریح سیاست مالیاتی، در بسیاری از کشورهای در حال توسعه است و یک نقطه شروع طبیعی برای کشورهایی می‌باشد که قصد افزایش درآمدهای ناشی از مالیات را دارند (لانگفورد و اوهلنبرگ، ۲۰۱۵).

تجربیات گذشته کشورهای در حال توسعه نشان‌دهنده این موضوع است که سطح وصول مالیات‌های دریافتی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی در این کشورها تا حدود قابل ملاحظه‌ای متغیر است، علت تغییرات این سطوح را می‌توان به عوامل تعیین‌کننده مربوط به سیاست‌های مالیاتی نسبت داد (آکروید، ۲۰۱۳). بنابراین، اجرای صحیح سیاست‌های مالیاتی را می‌توان وسیله‌ای برای افزایش پویایی اقتصادی و حرکت به سمت توسعه اقتصادی تلقی کرد، در عین حال، انتخاب و اجرای ناصحیح سیاست‌های مالیاتی موجب ضعف بخش‌های مختلف اقتصادی و عدم تأمین منابع مالی دولت و کند شدن حرکت توسعه می‌شود (شیرخانی، ۱۳۸۵).

از آنجا که بسیاری از این دولت‌ها درگیر تأمین کالاهای عمومی و توزیع مجدد درآمد برای رشد اقتصادی هستند و تأکید بر محرک‌های رشد اقتصادی متناسب با درآمدهای مالیاتی، مطالعه عوامل حاکم بر سیاست‌های مالیاتی را بهینه می‌دانند زیرا، بسیاری از ادبیات تشخیص می‌دهند که سطوح بالای مالیات مانع رشد اقتصادی می‌شود و مالیات‌های کمتر می‌تواند نرخ رشد اقتصادی را افزایش دهد. یافتن مجموعه‌ای محرک از عوامل برای رشد و ارتقای سیاست‌های مالی یک کار پیچیده است زیرا کشورهای مختلف با محدودیت‌های متفاوتی از نظر نهادی، ساختاری، اجتماعی و اقتصادی مواجه هستند. ناکارآمدی در سیستم‌های مالیاتی، دولت‌ها را در هزینه‌های رشد اقتصادی مانند زیرساخت‌های عمومی و سرمایه‌گذاری در سرمایه‌انسانی با مشکل مواجه می‌کند. در مقابل، بار مالیاتی بسیار بالا نیز می‌تواند برای رشد اقتصادی نامطلوب باشد (جایاسوری، ۲۰۲۰). بنابراین، برای کاهش آسیب‌پذیری‌های ملی در برابر تحولات و تغییرات، برنامه‌ریزان نظام مالیاتی باید بتوانند مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر درآمدهای مالیاتی را شناسایی کرده و جهت تأثیر آن‌ها را بیابند.

پس تمرکز بر عوامل و متغیرهای اقتصادی مؤثر بر درآمد مالیاتی، بسیار حیاتی است و پیامدها و اثرات آن بر درآمد مالیاتی کشور و آگاهی از سطوح اوج منحنی لافر به ازای هر نوع مالیات برای سیاست‌گذاران ضرورت پیدا می‌کند. با در نظر گرفتن این عوامل اثرگذار بر درآمدهای مالیاتی، تحلیل نظام مالیاتی و تأثیر آن بر اقتصاد، نیز واقعی‌تر می‌شود. یکی از عوامل اثرگذار بر درآمد مالیاتی

دولت‌ها، کسورات و معافیت‌های مالیاتی است، چرا که برآورد میزان درآمدهای بالقوه، با ملاحظه برخی معافیت‌های مالیاتی مهم، نشان می‌دهد که حدوداً ۸۰ هزار میلیارد تومان ارزش ظرفیت مالیاتی این معافیت‌ها است که تقریباً ۱۸ درصد کسری در تراز عملیاتی بودجه مصوب دولت در سال ۱۴۰۰ را پوشش می‌دهد (محسنی‌نیا، ۱۴۰۱). بنا بر این مطالعه اینکه درآمدهای مالیاتی چگونه از کسورات و معافیت‌ها تأثیر می‌پذیرند، می‌تواند در کاهش اختلال‌های بودجه دولت و همچنین اصلاح ساختار آن برای پایدار نمودن درآمدهای دولت دارای اهمیت باشد. بنابراین، کمی کردن واکنش درآمدهای مالیاتی به تغییر پارامترهای سیاستی (نرخ مالیات)، برای تعیین مکانیسم منحنی لافر در گزارشات مالیاتی، اهمیت بسیاری دارد، در نتیجه تعاملات و ارتباط متغیرهای اثرگذار بر درآمدهای مالیاتی و اوج منحنی لافر نیز ضرورت می‌یابد.

بر این اساس مطالعه حاضر، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا سه‌بخشی به دنبال ارزیابی یکی از عوامل اثرگذار یعنی کسورات و معافیت مالیاتی بر درآمد مالیاتی و تغییرات ایجاد شده بر درآمدهای مالیاتی و درآمد مشمول مالیات است.

این تحقیق نشان می‌دهد که با وجود کسورات و معافیت مالیاتی، حد معقول مالیات برای یک ساختار اقتصادی معین چه میزان باشد، بنابراین تخمینی از میزان مالیات بهینه، با وجود کسورات مالیاتی، را که یک کشور ممکن است امیدوار باشد بدست آورد، امکان‌پذیر می‌سازد. پس از مقدمه، مقاله شامل چهار بخش می‌باشد. ابتدا، مروری بر مطالعات پیشین ارائه شده، آمده است. بخش سوم، به تصریح الگو می‌پردازد. در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود و در انتها به نتایج و پیشنهادها برای تحقیق اشاره خواهد شد.

۲. مروری بر مطالعات پیشین

مطالعات اندکی به بررسی منحنی لافر و کشش درآمد مالیاتی در ایران پرداخته‌اند، که می‌توان آن‌ها را به دو دسته تقسیم کرد. دسته اول، مطالعاتی است که از مدل‌های اقتصادسنجی رایج برای بررسی عوامل مؤثر بر درآمد مالیاتی استفاده می‌کنند، دسته دوم منحنی لافر و کشش درآمد مالیاتی را بررسی نموده‌اند. از جمله می‌توان به پورمقیم، نخعی و روستایی (۱۳۸۳)، کاید، رشتی و دامن کشیده (۱۳۹۲)، موسوی محسنی و نوروزی (۱۳۹۰)، صداقت کالمرزی و موسوی (۲۰۱۴)، اکبرپور روشن و شهرزای (۱۳۹۷)، منتظری شورکچالی (۱۳۹۸) اشاره نمود. در جدول (۱) به صورت خلاصه مروری بر مطالعات قبلی بیان شده است:

جدول ۱: مروری بر مطالعات پیشین

نویسنده	کشور	روش پژوهشی	نتیجه پژوهش
پور مقیم، نخعی و روستایی (۱۳۸۳)	ایران	OLS	تبعیت، مالیات بر درآمد از منحنی لافر با نرخ بهینه ۷۰ درصد. تخمین نرخ ۸۰ درصدی برای مالیات بر شرکت‌ها. عدم تبعیت مالیات بر مصرف از نظریه لافر.
کاید، رشتی و دامن کشیده (۱۳۹۲)	ایران	GMM	افزایش نرخ مالیاتی تأثیر مثبت بر کل درآمدهای مالیاتی دارد. درآمدهای مالیاتی ایران در قسمت صعودی منحنی لافر می‌باشد.
پورمقیم، نعمت پور و موسوی (۱۳۸۴)	ایران	رهیافت هم انباشتی	به دلیل عدم وجود شاخص‌بندی مالیاتی در مقابل ساختار تورم، بخش قابل توجهی از درآمدهای مالیاتی به زبان مالیاتی تبدیل می‌شود.
موسوی محسنی و نوروزی (۱۳۹۰)	ایران	OLS	برآورد تجربی مالیات تورمی و منحنی لافر. ایران در سمت راست سطوح منحنی لافر (منطقه I) قرار دارد.
صدائق کالمرزی و موسوی (۲۰۱۴).	ایران	TR	در نرخ‌های مالیاتی کمتر از ۰/۰۸۴۸، نرخ مالیاتی و درآمدهای مالیاتی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. در نرخ‌های مالیاتی بیشتر از ۰/۰۸۴۸، نرخ مالیات و درآمدهای مالیاتی ارتباط منفی و معناداری دارند.
انصاری نسب، معمارزاده و کریمی مقدم (۱۳۹۷)	ایران	MIMIC	بررسی عدم تقارن نرخ مالیات بر واردات، ثروت و درآمد، بر فرار مالیاتی.
اکبرپور و شهرزای (۱۳۹۷)	ایران	ARDL	ارتباط U معکوس بین نرخ موثر کسور بر درآمد کسورات مالیاتی. تخمین نرخ موثر کسور ۲۰/۴۴ درصدی.
کاسترو و کاماریلو (۲۰۱۴)	OECD	Static and Dynamic Panel Data	تأثیر منفی بخش کشاورزی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر درآمدهای مالیاتی. تأثیر مثبت تولید ناخالص داخلی سرانه، بخش صنعتی و آزادی‌های مدنی بر درآمد مالیاتی.
ایساکاو و پکارسکی (۲۰۱۵)	روسیه	DSGE	سرکوب مالی سخت‌تر، موجب انتقال به پایین منحنی‌های لافر، مالیات مصرف و نیروی کار انتقال منحنی لافر به بالا، براساس مالیات بر درآمد سرمایه.
ماتیککا (۲۰۱۴)	فنلاند	Panel Data	تخمین ۰/۱۶ برای ETI.
فریرا لویز و همکاران (۲۰۱۹)	UK	SUR	تخمین منحنی‌های لافر به ازای مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم برای هر کشور منطقه.
هولترو و همکاران (۲۰۱۹)	US	OLG	در نظرگیری مالیات تصاعدی در یک مدل نسل‌های همپوشان با دو دسته خانواده‌های مجرد و متأهل تخمین اوج منحنی لافر ایالات متحده با مالیات بر درآمد ۵۸/
جایاسوریا (۲۰۲۰)	ژاپن	IV-GMM	بررسی عوامل مؤثر بر مالیات با متغیرهایی از جمله باز بودن تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بهره‌وری کل عوامل، سرمایه انسانی و نرخ ارز.

1. Castro & Camarillo (2014)
2. Isakov & Pekarski (2015)
3. Matikka (2014)
4. Ferreira-Lopes et al. (2019)
5. Holter et al. (2019)

نویسنده	کشور	روش پژوهشی	نتیجه پژوهش
مای و وان ^۱ (۲۰۲۱)	کشورهای جنوب شرقی آسیا	GMM	تأثیر مثبت متغیرهای درآمد سرانه، باز بودن تجارت و افزایش سهم در کشاورزی، حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی بر درآمدهای مالیاتی.
میزاکی و ایشیداب ^۲ (۲۰۲۲)	ژاپن	Panel Data	تمرکز بر مالیات‌دهندگان برتر ژاپن ETI بین ۰،۱۵۸ تا ۰،۲۲۶
آلبا و مک نایت ^۳ (۲۰۲۲)	آمریکای لاتین	DSGE	وابسته بودن اوج منحنی‌های لافر، به کشش جانشینی بین تولیدات رسمی و غیررسمی کم بودن درآمدهای بودجه ای تحت مالیات بر درآمد سرمایه، جایی که فضای مالی در هیچ کشوری از ۴٪ تجاوز نمی‌کند. برای به حداکثر رساندن کل دریافتی مالیات، دولت‌ها مالیات بر کار و مصرف را افزایش دهند و مالیات بر درآمد سرمایه را کاهش دهند.
لین و جیا ^۴ (۲۰۱۹)	چین	CGE	اوج منحنی لافر چین حدود ۴۰ درصد است. برای حداکثرسازی درآمدهای مالیاتی، نرخ مالیات مستقیم باید ۳۵ درصد باشد.
گامارا و همکاران ^۵ (۲۰۲۳)	اسپانیا	Panel Data	برآوردهای ETI بین ۰،۳۱۳ و ۰،۶۹۳ در پایه عمومی و ۰،۷۰۸ و ۰،۸۲۳ در پایه پس‌انداز است. ۴۹،۴۶٪ از جمعیت مالیات‌دهندگان در پایه مالیاتی غیر پس‌انداز در سمت "ممنوع" منحنی لافر می‌باشند در حالی که ۵۸،۴۹٪ در پایه مالیات پس‌انداز در سمت "عادی" منحنی لافر هستند
اکلوند و همکاران ^۶ (۲۰۱۹)	سوئد	Panel Data	مقدار بهینه میانگین نرخ مالیات برای ۲۸۸ شهرداری در سوئد در دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۰ تغییر کرده است.

مجموعه مقالات رو به رشدی وجود دارد که به‌طور خاص به واکنش درآمد مشمول مالیات به تغییرات نرخ مالیات بر درآمد و منحنی لافر مربوط می‌شود، اما بررسی نتایج پژوهش‌های مرتبط با این پژوهش در مطالعات داخلی و خارجی، این نتیجه کلی را به دست داد که میزان بررسی‌های انجام شده و مرتبط با موضوع، محدود بوده ولی در چند سال اخیر با توجه به اهمیت زیاد آن، رو به گسترش می‌باشد. با این حال، هیچ تحقیق نظری، تا آنجا که بررسی گردید، منحنی لافر و همچنین کشش درآمد مشمول مالیات و کشش درآمدی مالیات را در ایران، با در نظر گرفتن کسورات و معافیت‌های مالیاتی مورد مطالعه قرار نداده است.

این مقاله به شکاف دانش موجود، برای تجزیه و تحلیل اثرات کسورات و معافیت‌ها بر درآمد مالیاتی از دیدگاهی واقعی‌تر می‌پردازد.

1. Mai & Van (2021)
2. Miyazakia & Ishidab (2022)
3. Alba & McKnight (2022)
4. Lin & Jia (2019)
5. Gamarra et al. (2023)
6. Eklund et al. (2019)

۳. مبانی نظری

مبانی نظری پایه در این پژوهش، شامل: درآمد مالیاتی، منحنی لافر و کسورات مالیاتی است.

۳-۱. مفهوم درآمد مالیاتی و راهکارهای افزایش درآمد مالیاتی

فلسفه اصلاحات نظام مالیاتی در طول سالیان متمادی دستخوش تغییرات قابل توجهی بوده است که با دیدگاه تغییر نقش دولت سازگار است. با تغییر در استراتژی توسعه، به نفع تخصیص منابع تعیین شده در بازار، رویکرد سنتی افزایش درآمد برای تأمین مالی بخش عمومی بدون توجه به اثرات اقتصادی آن، کنار گذاشته شده است. رویکردهای اخیر برای اصلاح بر به حداقل رساندن انحرافات در سیاست مالیاتی برای رقابتی نگه داشتن اقتصاد تأکید دارد. بررسی مبانی نظری اصلاح نظام مالیاتی حاکی از وجود سه مدل متفاوت است:

اولین مدل اصلاح نظام مالیاتی، در ادبیات اقتصاد بخش عمومی به مدل مالیات بهینه (OT) معروف است. این مدل از مبانی نظری بسیار قوی برخوردار است و اولویت بندی راهکارهای افزایش درآمد مالیاتی را با استفاده از تکنیک دیماتل فازی ارائه می‌دهد، اما با این حال در عمل قابلیت اجرا ندارد، زیرا هزینه‌های اطلاعاتی آن بالا می‌باشد (احتشام و استرن، ۱۹۹۱).

دومین مدل اصلاح نظام مالیاتی، توسط هاربرگر^۲ معرفی شد. قابلیت اجرایی این مدل از مدل اولی بیشتر است، اما این مدل نیز در عمل کاربرد محدودی دارد. براساس این مدل، کارایی و امکان‌پذیری اداری سیاست مالیاتی از اهمیت برابری برخوردار هستند. از نظر هاربرگر مسئله اصلی، طراحی سیستم مالیاتی بهینه نیست بلکه در مقابل طراحی سیستمی است که بتواند مشکلات ناشی از وضع مالیات را به حداقل برساند و در عین حال از نظر اداری قابل اجرا و از نظر سیاسی قابل قبول باشد. هاربرگر پیشنهاد می‌کند که اصلاح‌طلبان مالیاتی باید کمتر به روش‌شناسی اقتصادی توجه کنند و بیشتر به بهترین تجربیات عمل کنند (هاربرگر، ۱۹۹۰).

سومین مدل اصلاح نظام مالیاتی، مالیات طرف عرضه (SST^۳) است. این مدل بر ضرورت کاهش نقش دولت تأکید دارد. کاهش در حجم مخارج عمومی باید با کاهش نرخ‌های مالیات، به‌ویژه نرخ‌های مالیات مستقیم به منظور به حداقل رساندن موانع ناشی از کار، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به دست آید. طرفداران این مدل معتقدند، پایه‌های مالیاتی باید با کمترین معافیت‌ها و مشوق‌های مالیاتی افزایش یابد و نرخ‌های نهایی مالیات نیز باید در سطحی پایین باشد (ژویندا^۴، ۲۰۰۰).

1. Ehtisham & Stern (1991)

2. Harberger (1990)

3. Supply-Side Tax

4. Govinda (2000)

۳ - ۲. منحنی لافر^۱

مفهوم منحنی لافر برای اولین بار توسط وانیسکی^۲ (۱۹۷۸) معرفی شد، وی اظهار نمود همیشه دو نرخ مالیات وجود دارد که درآمد یکسانی را به همراه دارد، یعنی رابطه بین نرخ مالیات و درآمدهای مالیاتی یک منحنی U شکل معکوس است. آرتور لافر در سال ۲۰۰۴، مقاله‌ای منتشر کرد و از آن پس این منحنی به نام آرتور لافر^۳، اقتصاددان آمریکایی، منحنی لافر نام‌گذاری شد. وی ثابت کرد که منحنی لافر، یک مبادله بین دو اثر حسابی و اقتصادی بر درآمد مالیاتی است

اثر اقتصادی فرض می‌کند که نرخ مالیات بر پایه مالیاتی تأثیر خواهد داشت و تأثیر مثبتی را که نرخ‌های مالیاتی پایین‌تر بر کار، تولید و اشتغال دارد، تشخیص می‌دهد و در نرخ مالیات ۱۰۰٪، دولت از نظر تئوریک، درآمد صفر را جمع‌آوری می‌کند، زیرا مالیات‌دهندگان رفتار خود را در پاسخ به نرخ مالیات تغییر می‌دهند، در این نرخ مالیاتی، آن‌ها هیچ انگیزه‌ای برای کار ندارند و ثانیاً آن‌ها راهی برای اجتناب از پرداخت مالیات پیدا می‌کنند، بنابراین، اثر اقتصادی، نرخ مالیات ۱۰۰٪، صفر می‌باشد. اثر حسابی، بر این فرض استوار است که اگر مالیات‌ها کاهش یابد، درآمدهای مالیاتی (به ازای هر دلار از پایه مالیاتی) به میزان کاهش در نرخ مالیاتی، کاهش می‌یابد و حالت عکس آن نیز، برای افزایش نرخ مالیات صادق است و همیشه در جهت مخالف اثر اقتصادی عمل می‌کند، از این رو برآیند این دو اثر مشخص نیست.

با انتقال درآمدهای مالیاتی به بودجه، علاوه بر دو اثری که تغییرات نرخ مالیات بر درآمدها دارند، یک اثر مخارجی نیز ایجاد می‌کند. از آنجایی که کاهش مالیات انگیزه‌ای برای افزایش تولید، اشتغال و تولید ایجاد می‌کند، با کاهش در مخارج دولتی که دارای معیارهای مالی است، به تعادل بودجه نیز کمک می‌کند.

منحنی لافر به خودی خود بیان نمی‌کند که کاهش مالیات باعث افزایش یا کاهش درآمد مالیاتی می‌شود، بلکه واکنش درآمد مالیاتی به تغییر نرخ مالیات، به عواملی همچون سیستم مالیاتی موجود، دوره زمانی در نظر گرفته شده، سهولت جابجایی به فعالیت‌های زیرزمینی، سطح نرخ‌های مالیاتی موجود، رواج خلأهای مالیاتی قانونی و حسابداری، بستگی دارد. پس برای هر گونه تغییر در نرخ‌های مالیاتی همواره باید سه نکته مهم را مورد توجه قرار داد:

۳ - ۲ - ۱. میزان تغییر مالیات

مردم برای پرداخت مالیات کار، مصرف و یا سرمایه‌گذاری نمی‌کنند. آن‌ها برای کسب درآمد پس از کسر مالیات، کار و سرمایه‌گذاری می‌کنند و پس از کسر مالیات برای دریافت بهترین خریدها پول خود را مصرف می‌کنند. بنابراین، مردم به خودی خود نگران مالیات نیستند، بلکه نگران نتایج پس از

مالیات هستند. هرچه نرخ‌های مالیاتی بالاتر باشد، تأثیر اقتصادی (طرف عرضه) تغییرات ناشی از کاهش نرخ مالیات، بیشتر خواهد بود. به همین ترتیب، تحت یک ساختار مالیات تصاعدی، یک درصد کاهش سراسری یکسان در نرخ‌های مالیاتی باید بیشترین تأثیر را در بالاترین گروه مالیاتی و کمترین تأثیر خود را در پایین‌ترین گروه مالیاتی داشته باشد.

۳-۲-۲. زمان تغییر مالیات

در تلاش برای کسب درآمد پس از کسر مالیات، افراد نه تنها می‌توانند میزان کار خود را تغییر دهند، بلکه می‌توانند زمان کار و سرمایه‌گذاری و همچنین زمان خرج کردن را نیز تغییر دهند. انتظارات افراد از کاهش نرخ‌های مالیاتی در آینده، فعالیت اقتصادی مشمول مالیات را در زمان حال کاهش می‌دهد، زیرا آنان تلاش می‌کنند فعالیت‌ها را از وضعیت فعلی با مالیات نسبتاً بالاتر به آینده با مالیات نسبتاً پایین‌تر تغییر دهند.

۳-۲-۳. محل تغییر مالیات

مردم همچنین می‌توانند انتخاب کنند که درآمد پس از مالیات خود را کجا مصرف و سرمایه‌گذاری کنند. تفاوت‌های منطقه‌ای و کشوری در نرخ‌های مختلف مالیاتی مهم است (لافر، ۲۰۰۴).

۳-۳. کسورات مالیاتی

تئوری اندازه‌گیری درآمد در مورد کسر مالیات مبتنی بر تعریف سیمونز^۱ از درآمد است. بر این اساس از آنجا که تفکیک درآمد کل فقط به افزایش خالص منابع در طول دوره اشاره دارد، هرگونه هزینه قانونی انجام تجارت باید از درآمد فرد کسر شود (گروبر^۲، ۲۰۱۶).

هدف محققین قانون مالیاتی از کسورات، عمدتاً برای اندازه‌گیری دقیق درآمد می‌باشد (گرایتز و همکاران^۳، ۲۰۱۸). براساس این نظریه، با توجه به اینکه درآمد ناخالص ممکن است نشانه‌ای از وضعیت درآمد مالیات‌دهندگان باشد رقم خالص تنها معیار مناسب برای اعمال مالیات، بر درآمد مالیات‌دهندگان است (چیلرشتاین و زلناک^۴، ۲۰۱۸). اقتصاددانان به‌طور مشابه موافقت می‌کنند که هزینه‌های خالص انجام کسب‌وکار باید در اندازه‌گیری صحیح درآمد خالص کسر یا حذف شوند (کاپلوه^۵، ۲۰۰۷). باید توجه داشت که رویکرد اساسی به‌کار رفته برای اندازه‌گیری درآمد فردی بر پایه کسورات استفاده از آن به‌عنوان یک کمک هزینه است و جهت مصرف یا پس‌انداز نمی‌باشد (گیواتی^۶، ۲۰۱۹).

کسورات مالیاتی برای جبران خسارت به افراد، به دلایل توزیعی (مثلاً کسورات به افراد ناتوان) یا تشویق رفتارها یا هزینه‌های خاصی است که منافی برای جامعه ایجاد می‌کند (پوتربا^۷، ۲۰۱۱). کسر کمک‌های خیریه، هزینه‌های بیمه برای تشویق افراد سالم به خرید بیمه یا هزینه‌های مراقبت از

1. Simons (1938)
2. Gruber (2016)
3. Graetz et al. (2018)
4. Chirelstein & Zelenak (2018)
5. Kaplow (2007)
6. Givati (2019)
7. Poterba (2011)

کودک برای تحریک عرضه نیروی کار است. سایر کسورات اغلب برای بهبود وضعیت سرمایه انسانی می‌باشد. از آنجا که بازده این سرمایه‌گذاری‌ها در دوره‌های بعدی مشمول مالیات می‌شوند، بنابراین، کسورات معمولاً به منظور ایجاد انگیزه در مالیات‌دهندگان با ارائه کاهش بار مالیاتی است تا رفتاری را انجام دهند که اثرات خارجی مثبتی برای جامعه ایجاد کند. به‌طور کلی، ممکن است همه کسرها برای جامعه منفعتی نداشته باشند، به نظر می‌رسد که اکثر کسورات با انتقال بین‌فردی یا بین‌زمانی مرتبط است. (فیلیپ و همکاران، ۲۰۱۵).

۴. روش‌شناسی پژوهش

بر پایه مدل گونجی و همکاران^۲ (۲۰۲۱) یک مدل تعادل عمومی پویا سه‌بخشی شامل بخش خانوار، دولت و بنگاه در نظر گرفته شده است تا تأثیرات کسورات مالیاتی بر منحنی لافر، درآمد مشمول مالیات و کشش درآمد مالیاتی برای ایران بررسی شود. پارامترها و متغیرهای مدل در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲: معرفی پارامترها و متغیرهای مدل

c_t	مخارج مصرفی خانوار
n_t	ساعت عرضه نیروی کار
β	پارامتر عامل تنزیل ذهنی
σ	پارامتر ریسک‌گریزی نسبی ^۳
μ	پارامتر عدم مطلوبیت کار کردن نیروی کار
λ	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد نیروی کار
k_{t+1}	موجودی سرمایه فیزیکی
w_t	نرخ دستمزد نیروی کار
r_t	نرخ اجاره سرمایه فیزیکی
δ	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی
d_{nt}	کسورات در بخش درآمدی نیروی کار
d_{kt}	کسورات در بخش درآمدی سرمایه
s_t	نرخ حق بیمه تأمین اجتماعی ^۴
T_t	کمک‌های انتقالی دولت به خانوار و بنگاه‌ها

(منبع: یافته‌های پژوهش)

۴ - ۱. بخش خانوار

خانوار نماینده مطلوبیت طول عمر خود را به شرح زیر به حداکثر می‌رسانند:

1. Philip et al. (2015)
2. Gunji et al. (2021)
3. Relative Risk (RR)
4. Social Security Insurance

$$\max_{\{c_t, n_t, k_{t+1}\}_0^\infty} \sum_0^\infty \beta^t \left(\frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \mu \frac{n_t^{1+\lambda}}{1+\lambda} \right) \quad (۱)$$

Subject to

$$c_t + k_{t+1} = w_t n_t - \underbrace{\{\tau_{nt}(w_t n_t - d_{nt} - \phi s_t) + s_t\}}_{\text{labor income tax}} + r_t k_t + (1 - \delta)k_t - \underbrace{\tau_{kt}[(r_t - \delta)k_t - d_{kt}]}_{\text{capital income tax}} + T_t \quad (۲)$$

همواره فرض می‌شود که مقادیر $0 < \tau_n, \tau_k < 1$ ، $\mu, \lambda, \sigma > 0$ ، باشند. عبارت دوم و پنجم سمت راست در رابطه (۲) به ترتیب مالیات بر درآمد کار و سرمایه هستند. عبارت دوم در سمت راست معادله (۲) شامل دو کسر مالیاتی است. ابتدا d_{nt} از مالیات بر درآمد نیروی کار کسر می‌شود. دوم اینکه ϕs_t میزان معینی از بیمه تأمین اجتماعی است که باید از درآمد کسر شود. در کشورهایی که حق بیمه تأمین اجتماعی (سهم نیروی کار) از درآمد نیروی کار کسر می‌شود، ϕ برابر با ۱ است و در کشورهایی که کسر نمی‌شود، ϕ برابر صفر است. تأثیر آن بر تعادل در بخش تجزیه و تحلیل مورد بحث قرار می‌گیرد.

از رابطه (۲) می‌توان رابطه زیر را بدست آورد:

$$c_t + k_{t+1} = (1 - \tau_{nt})w_t n_t + \tau_{nt}d_{nt} - s_t + [1 + (1 - \tau_{kt})(r_t - \delta)]k_t + \tau_{kt}d_{kt} + T_t \quad (۳)$$

۴ - ۲. بنگاه

تابع سود بنگاه به شرح زیر می‌باشد:

$$\pi_t = A_t k_t^\alpha n_t^{1-\alpha} - w_t n_t - r_t k_t \quad (۴)$$

که در آن A_t بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP_t) و α سهم سرمایه در تولید کل است. بنگاه‌ها از نیروی کار و سرمایه برای تولید و به حداکثر رساندن سود استفاده می‌کنند. تابع تولید در بلندمدت، از تابع تولید کاب-داگلاس با سود صفر پیروی می‌کند.

۴ - ۳. دولت

دولت مالیات‌ها را به طریق زیر وضع می‌کند:

$$T_t = \tau_{nt}(w_t n_t - d_{nt} - \phi s_t) + s_t + \tau_{kt}[(r_t - \delta)k_t - d_{kt}] \quad (۵)$$

اولین عبارت در سمت راست، مالیات بر درآمد نیروی کار پس از اعمال کسورات است. دومین عبارت سمت راست حق بیمه تأمین اجتماعی است. سومین عبارت نیز مالیات بر درآمد سرمایه است. این درآمد پس از استهلاک سرمایه و کسورات درآمد سرمایه و نیروی کار است.

۴ - ۴. تعادل

براساس تابع هدف و محدودیت‌های موجود در مدل، از تابع لاگرانژ^۱ استفاده گردید، بدین صورت که، نسبت به متغیرهای اصلی مدل، یعنی c_t , n_t , k_t ، مشتق گرفته و برابر با صفر قرار داده و معادلات (۶) و (۷) حاصل می‌گردد..

شرایط مرتبه اول به شرح زیر است:

$$\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^\sigma = \beta[1 + (1 - \tau_{k,t+1})(r_{t+1} - \delta)] \quad (۶)$$

$$\frac{(1-\tau_{nt})w_t}{c_t^\sigma} = \mu n_t^\lambda \quad (۷)$$

$$\tau_{nt}w_t n_t + \tau_{kt}k_t(r_t - \delta) + s_t - \tau_{nt}d_{nt} - \tau_{kt}d_{kt} = R_t \quad (۸)$$

$$c_t + k_{t+1} = A_t k_t^\alpha n_t^{1-\alpha} + (1 - \delta)k_t \quad (۹)$$

$$w_t = (1 - \alpha)A_t \left(\frac{k_t}{n_t}\right)^\alpha \quad (۱۰)$$

$$r_t = \alpha A_t \left(\frac{k_t}{n_t}\right)^{1-\alpha} \quad (۱۱)$$

رابطه (۶)، معادله اوایلر و رابطه (۷) شرایط تعادلی بین زمانی هستند. این شرایط نشان می‌دهد که کسورات (d_{kt} , d_{nt}) باعث ایجاد تحریف در رفتار خانوار نمی‌گردد. معادله (۸)، کل درآمدهای مالیاتی ناشی از درآمد سرمایه و نیروی کار می‌باشد و رابطه (۱۰) و (۱۱)، توابع دستمزد نیروی کار و اجاره سرمایه می‌باشند که با مشتق از تابع تولید نسبت به k_t و n_t به دست می‌آیند. به ترتیب با جایگذاری معادله (۱۱) در رابطه (۶) و همچنین رابطه (۱۱) در (۷)، روابط زیر یعنی (۱۲) و (۱۳) برای n و k به دست خواهند آمد.

در حالت پایدار، موجودی سرمایه و عرضه نیروی کار با معادلات زیر تعیین می‌شود:

$$\frac{k}{n} = (\alpha A)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left[\left(\frac{1}{\beta} - 1 \right) (1 - \tau_k)^{-1} + \delta \right]^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (۱۲)$$

$$n = \left\{ \frac{(1-\tau_n)(1-\alpha)A}{\mu} \left(\frac{k}{n}\right)^\alpha \left[A \left(\frac{k}{n}\right)^\alpha - \delta \frac{k}{n} \right]^{-\sigma} \right\}^{\frac{1}{\lambda+\sigma}} \quad (۱۳)$$

علاوه بر این، درآمد مالیاتی حاصل از درآمد نیروی کار R_n ، درآمد مالیاتی حاصل از درآمد سرمایه R_k و کل درآمدهای مالیاتی R به شرح زیر است:

$$R_n = \tau_n(w_n - d_n - \phi s) + s = (1 - \alpha)\tau_n A \left(\frac{k}{n}\right)^\alpha n - \tau_n d_n + (1 - \phi\tau_n)s \quad (۱۴)$$

$$R_k = \tau_k[(r - \delta)k - d_k] = \tau_k \left[\alpha A \left(\frac{k}{n}\right)^\alpha n - \delta \frac{k}{n} n - d_k \right] \quad (۱۵)$$

$$R = R_k + R_n \quad (۱۶)$$

این روابط به ترتیب منحنی‌های لافر برای درآمد نیروی کار، درآمد سرمایه و کل درآمدهای مالیاتی هستند. معادله (۱۴) با توجه به عرضه نیروی کار نسبت به τ_n غیرخطی است زیرا عرضه نیروی کار نیز تابعی از τ_n است. به‌طور مشابه، معادله (۱۵) نیز نسبت به τ_k غیر خطی است. معادله (۱۴) یک تابع کاهشی از d_n ، اما یک تابع افزایشی از s است. از این رو، تأثیر کسورات بر درآمد مالیاتی مبهم است. این به این دلیل است که نرخ بیمه تأمین به‌عنوان درآمد مالیاتی اضافه می‌شود، به‌عنوان کسر نیز می‌تواند عمل کند. درمقابل، معادله (۱۵) به‌طور یکنواخت به ازای d_k کاهش می‌یابد. در مرحله بعد، یافتن ETI ها است که به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$\varepsilon_n^{TI} = \frac{\partial \log(w_n - d_n - \varphi s)}{\partial \log(1 - \tau_n)} = \frac{(1 - \alpha)A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha} n}{(1 - \alpha)A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha} n - d_n - \varphi s} \frac{1}{\sigma + \lambda} \quad (۱۷)$$

$$\varepsilon_k^{TI} = \frac{\partial \log[(r - \delta)k - d_k]}{\partial (1 - \tau_k)} = \frac{\alpha A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha} (\theta K_t^{\beta})^{\varepsilon} n - \delta \frac{k}{n}}{(\alpha A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha} (\theta K_t^{\beta})^{\varepsilon} n - \delta \frac{k}{n} - d_k)} \left\{ 1 + \frac{1}{(\sigma + \lambda)} [\alpha - \sigma \frac{\alpha A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha - 1} - \delta}{A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha - 1} - \delta}] \right\} \frac{1}{1 - \alpha \left(\frac{1}{\beta} - 1\right)(1 - t_k)^{-1} + \delta} \quad (۱۸)$$

اگر کسورات در بخش نیروی کار برابر صفر باشد، ε_n^{TI} به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\varepsilon_n^{TI} = \frac{1}{(\sigma + \lambda)}$$

بنابراین، وجود کسورات نشان می‌دهد که این ETI ها بزرگ‌تر از حالت عدم لحاظ کسورات هستند. علاوه بر این، ETI مربوط به درآمد سرمایه، به نرخ مالیات بر درآمد سرمایه یعنی τ_k وابسته است و ETI درآمد نیروی کار، به نرخ مالیات بر درآمد نیروی کار یا درآمد سرمایه به‌صورت مستقیم بستگی ندارد.

کشش درآمد مالیاتی حاصل از درآمد نیروی کار، طبق روابطی که در ذیل آمده است، محاسبه می‌شود:

$$\varepsilon_n^R = \frac{\partial \log(\tau_n(w_n - d_n - \varphi s) + s)}{\partial \log(w_n)} = \frac{\tau_n(1 - \alpha)A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha} n}{\tau_n[(1 - \alpha)A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha} n - d_n - \varphi s] + s} \quad (۱۹)$$

اینکه آیا این کشش بیشتر از ۱ باشد به d_n و s بستگی دارد.

کشش درآمد مالیاتی درآمد سرمایه‌ای، از طریق رابطه (۲۰) به دست می‌آید:

$$\varepsilon_k^R = \frac{\partial \log(\tau_k(r - \delta)k - d_k)}{\partial \log(rk)} = \frac{\alpha A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha} n}{A \left(\frac{k}{n}\right)^{\alpha} n - \delta \frac{k}{n} - d_k} \quad (۲۰)$$

حتی اگر از درآمد سرمایه، چیزی کسر شود ($d_k = 0$)، کشش درآمد سرمایه، بیشتر از ۱ است ($\varepsilon_k^R > 1$).

۴ - ۵. داده‌ها و حل الگو

برای حل الگو، ابتدا برای اطمینان از اینکه مدل پژوهشی از نظر کمی با واقعیت سازگار است، یک شبیه‌سازی عددی انجام داده و به منظور نرمال‌سازی داده‌ها از حساب‌های ملی ایران در سال ۱۴۰۱، به طریق زیر استفاده می‌شود:

$$\frac{d_n}{Y_n + Y_k} = (1 - \alpha) \frac{\text{کسورات حق بیمه تأمین اجتماعی} - \text{کسورات درآمد مشمول مالیات}}{\text{درآمد کل}}$$

$$\frac{d_k}{Y_n + Y_k} = (\alpha) \frac{\text{کسورات حق بیمه تأمین اجتماعی} - \text{کسورات درآمد مشمول مالیات}}{\text{درآمد کل}}$$

$$\frac{s}{Y_n + Y_k} = \frac{\text{کسورات حق بیمه تأمین اجتماعی}}{\text{درآمد کل}}$$

بنابراین جهت ساده‌سازی در روند پژوهش، فرض می‌شود:

$$0 \leq s < 1$$

$$0 \leq d_n < 1$$

$$0 \leq d_k < 1$$

۵. تجزیه و تحلیل

در یک اقتصاد رقابتی، با فرض بازده ثابت نسبت به مقیاس $(\alpha + (1 - \alpha))$ و وجود تابع تولید کاب-داگلاس، بهره‌وری کل عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه)، $A=1$ ، بیان می‌کند که از عوامل نیروی کار و سرمایه، استفاده کارا و بهینه صورت گرفته است. مطابق پژوهش روشن (۱۳۹۸) سهم نیروی کار در تولید (α) مقدار $0/6$ گزارش شد این مقدار بالا بودن سهم نیروی کار در تولید را نشان می‌دهد، بدین معنا که با یک درصد تغییر در نیروی کار، تولید کل ۶۰ درصد تغییر می‌یابد. همچنین میزان استفاده از سرمایه فیزیکی در طول عمر مفید سرمایه، براساس نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی تعریف گردید و با استناد به مطالعه خسروی و همکاران (۱۴۰۰)، مقدار آن $0/42$ می‌باشد که سرشکن کردن کند و تدریجی بهای تمام‌شده دارایی فیزیکی، در طول دوران استفاده از آن را نشان می‌دهد همان‌طور که در پیشتر نیز اشاره شد، λ ، عکس کشش عرضه نیروی کار به تغییرات دستمزد است و به دلیل وجود بازار کار رقابتی، هر بنگاه با منحنی عرضه‌ای تقریباً افقی برای نیروی کار روبه‌رو است لذا، کشش عرضه نیروی کار پایین و تابعی از قدرت بازار برای کارفرمایان است. در مقابل آن $\lambda = 2/17$ ، درواقع نمایشی از واکنش بالای دستمزدها به تبع تغییرات در عرضه نیروی کار را استدلال می‌کند.

از سوی دیگر، در حداکثرسازی تابع مطلوبیت، خانوار نمونه از مصرف کالاها مطلوبیت و از کار کردن ($\mu = 0/95$)، عدم مطلوبیت بالایی را کسب می‌کند مصرف‌کنندگان به انتخاب بین دارایی‌ها و مصرف می‌پردازند و در کنار مصرف حال، مصرف آینده را نیز در نظر می‌گیرند، $\beta = 0/98$ و $\sigma = 0/9$ نشان می‌دهد، افراد مایلند از مصرف در زمان فعلی صرف‌نظر کرده تا مصرف بیشتری را در آینده

تجربه کنند، از این‌رو آن‌ها ریسک‌گریز و بردبار هستند و از بخشی از مصرف زمان فعلی خود امتناع کرده و در دارایی‌های مختلف سرمایه‌گذاری می‌کنند تا از طریق بازدهی آن بتوانند در آینده مصرف خود را افزایش دهند.

پارامترهای مورد استفاده و مقدار آن‌ها جهت حل عددی مدل برای ایران در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: پارامترهای مورد استفاده برای حل عددی مدل

پارامتر	شرح	مقدار	منبع
A	بهره‌وری کل عوامل تولید	۱	روشن (۱۳۹۸)
α	کشی تولید نسبت به نیروی کار	۰/۶	بیات و همکاران (۱۳۹۵)
μ	پارامتر عدم مطلوبیت کار کردن نیروی کار	۰/۹۵	فطرس و دلانی میلان (۱۳۹۴)
δ	نرخ استهلاک سرمایه فیزیکی	۰/۰۴۲	خسروی و همکاران (۱۴۰۰)
λ	عکس کشی عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد نیروی کار	۲/۱۷	بیات و همکاران (۱۳۹۵)
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	۰/۹۸	خسروی و همکاران (۱۴۰۰)
σ	پارامتر ریسک‌گریزی نسبی	۰/۹	روشن (۱۳۹۸)

(منبع: یافته‌های پژوهش)

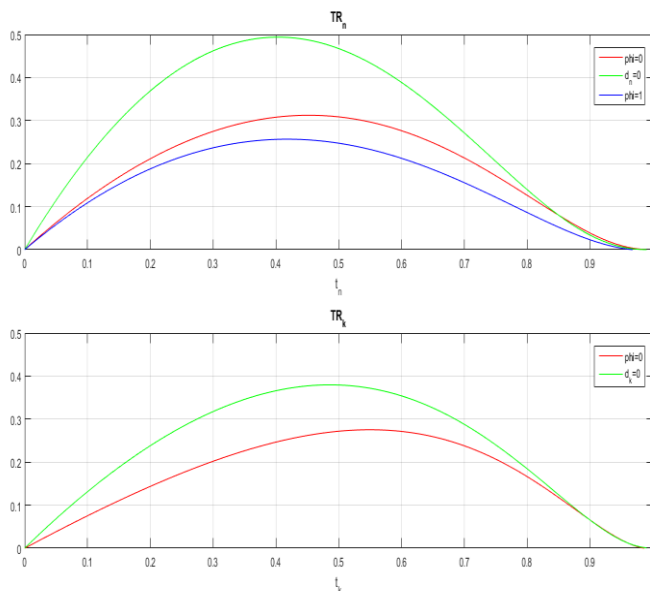
حل عددی مدل با سه حالت، در نظر گرفتن نرخ کسورات و عدم لحاظ بیمه تأمین اجتماعی (خط قرمز)، عدم لحاظ نرخ کسورات و نرخ بیمه تأمین اجتماعی (خط سبز) و حضور نرخ کسورات و نرخ بیمه تأمین اجتماعی (خط آبی) با استفاده از نرم افزار متلب انجام شده است و نتایج آن به شرح زیر می‌باشد.

شکل (۱)، منحنی‌های لافر درآمد نیروی کار و درآمد سرمایه را نشان می‌دهد، همان‌طور که در شکل، مشخص است، منحنی لافر مربوط به درآمد نیروی کار در حالتی که کسورات مالیاتی وجود ندارد ($d_n = 0$)، درآمد مالیاتی بیشتری را نسبت به دو حالت دیگر (لحاظ کسورات و بیمه تأمین اجتماعی)، نشان می‌دهد و نقطه اوج منحنی لافر در حالت نبود کسورات مالیاتی، در نرخ‌های مالیاتی کمتر از ۴۰ درصد اتفاق می‌افتد، در صورتیکه در دیگر سناریوها، نرخ‌های بالاتر از ۴۵ درصد، حداکثر کننده درآمد مالیاتی می‌باشند.

همچنین، منحنی لافر مربوط به درآمد سرمایه، در حالت عدم وجود کسورات مالیاتی، درآمد مالیاتی بیشتری را، در نرخ‌های مالیاتی ۵۰ درصد و در حالت وجود کسورات، حداکثر درآمد مالیاتی حاصل از درآمد سرمایه‌ای در نرخ‌های بالاتر از ۵۵ درصد اتفاق خواهد افتاد.

به‌طور کلی، نتایج نشان می‌دهد اوج هر دو منحنی لافر درآمد مالیاتی سرمایه و نیروی کار، زمانیکه کسورات مالیاتی و حق بیمه تأمین اجتماعی لحاظ می‌شود به سمت پایین منتقل می‌شوند، به این معنا که درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد و می‌توان نتیجه گرفت، هرچه کسورات بیشتری اعمال شود، نرخ مالیات مربوط به اوج منحنی لافر، بیشتر می‌شود (یعنی فضای افزایش درآمد مالیاتی به

سمت راست انتقال می‌یابد). این امر می‌تواند به دلیل عدم کفایت کسورات و معافیت‌ها در بخش نیروی کار، تحریک ضعیف این سیاست در بخش سرمایه و همچنین نبود بستر مناسب برای تأثیرگذاری بیشتر سیاست معافیت مالیاتی باشد، که با یافته‌های عبدالملکی و شیردلیان (۱۳۹۲) درخصوص عدم کارایی معافیت‌ها در ایران نیز سازگار می‌باشد. همچنین این یافته‌ها با مطالعات هاربرگر برای کشورهای درحال توسعه، مطابقت دارد، زیرا براساس مدل طرف عرضه، پایه‌های مالیاتی باید با کمترین معافیت‌ها و مشوق‌های مالیاتی گسترش یابند.



شکل ۱: منحنی لافر براساس درآمد نیروی کار و سرمایه

(منبع: یافته‌های پژوهش)

نمودارهای شکل (۲)، بیان‌کننده ETI (کشش درآمد مشمول مالیات) می‌باشد. درآمد مشمول مالیات به بخشی از درآمد یک فرد یا کسب و کار اشاره دارد که مشمول مالیات است. این مقدار درآمدی است که برای محاسبه میزان مالیات پرداختی به دولت استفاده می‌شود. درآمد مشمول مالیات با کم کردن کسورات، معافیت‌ها و اعتبارات مجاز از کل درآمد کسب شده در یک دوره مشخص تعیین می‌شود.

برای افراد، درآمد مشمول مالیات شامل منابع مختلفی مانند دستمزد، حقوق، پاداش، درآمد اجاره، درآمد سرمایه‌گذاری و درآمدهای خوداشتغالی است. توجه به این نکته حائز اهمیت است که برخی کسورات، مانند موارد مربوط به هزینه‌های تحصیل، هزینه‌های مراقبت‌های بهداشتی و کمک‌های بازنشستگی، می‌توانند درآمد مشمول مالیات افراد را کاهش دهند. برای مشاغل، درآمد

مشمول مالیات با کسر هزینه‌های تجاری، استهلاک و سایر کسرهای قابل اعمال از کل درآمد ایجاد شده محاسبه می‌شود. در نهایت، مبلغ به دست آمده نشان‌دهنده بخش مشمول مالیات درآمد کسب و کار است که مالیات بر آن اعمال می‌شود.

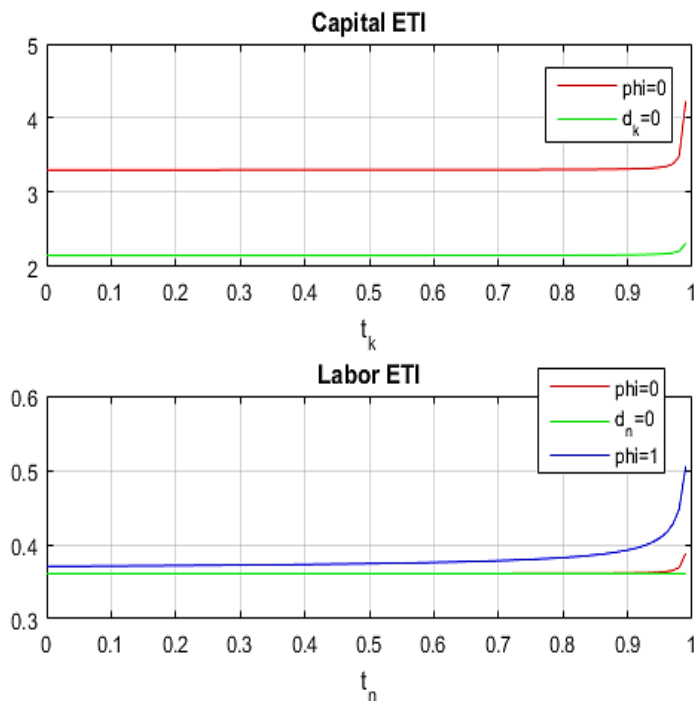
ETI، در صورت نبود کسورات مالیاتی برای هر دو بخش درآمد حاصل از سرمایه و نیروی کار، برای نرخ‌های مالیاتی نسبتاً پایین، تغییر چندانی نمی‌کنند، اما با افزایش نرخ‌های مالیاتی و نزدیک شدن به نرخ مالیات ۱۰۰ درصد، ETI‌ها به شدت افزایش می‌یابند، بر پایه شکل (۲)، با مقایسه سناریوهای مختلف یعنی وجود کسورات مالیاتی و حذف آن ملاحظه می‌شود که، در حالت وجود کسورات و حالتی که حق بیمه تأمین اجتماعی وجود دارد، واکنش‌ها و پاسخ به تغییرات نرخ نهایی مالیات، مقادیر بیشتری را نسبت به حالت عدم لحاظ کسورات مالیاتی نشان می‌دهند.

کشش درآمد مشمول مالیات برای درآمد سرمایه در صورت لحاظ کسورات مالیاتی بیشتر از حالت عدم لحاظ کسورات می‌باشد و برای هر دو حالت مقادیر آن، بزرگ‌تر از ۱ می‌باشد، اما به وضوح مشخص است در هر سه حالت، در مقدار ETI درآمد نیروی کار، تفاوت فاحشی وجود ندارد، که این با انتظارات نظری سازگار است، زیرا در بخش نیروی کار به دلیل وجود قراردادهای چسبندگی دستمزدها، تغییرات و عکس‌العمل کارکنان، به میزانی کمتر اتفاق می‌افتد.

در صورت عدم وجود کسورات و حق بیمه تأمین اجتماعی، ETI درآمد نیروی کار، تحت تأثیر نرخ مالیات قرار نمی‌گیرد و مقدار آن وابسته به درجه عایدی سرمایه و معکوس کشش جانشینی عرضه نیروی کار است و برابر با $\frac{1}{(\sigma+\lambda)}$ می‌باشد، و به نرخ مالیات و درآمد حاصله توسط نیروی کار بستگی ندارد، بنابراین، در هر سه حالت، ETI درآمد نیروی کار، برای نرخ‌های مالیاتی نسبتاً پایین (کمتر از ۹۰ درصد)، همواره مقداری کمتر از ۰,۳۲ است.

نتایج این بخش، می‌تواند بیانگر این مسئله مهم باشد که چون سهم کسورات مالیاتی در بخش نیروی کار بسیار پایین است لذا واکنش افراد در این بخش اندک و تقریباً در هر سه سناریو بدون تغییر است، اما در بخش سرمایه به دلیل تنوع بالایی که در کسورات و معافیت‌ها و همچنین هزینه‌های بالایی که در سرمایه‌گذاری وجود دارد، واکنش‌ها همواره بیشتر می‌باشد. از طرف دیگر در حالتی که معافیت‌ها لحاظ می‌گردد، حساسیت افراد بیشتر است این وضعیت می‌تواند نشان‌دهنده این موضوع باشد که افراد جهت کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری، به دنبال راه‌حل‌های موجود می‌باشند پس بهترین گزینه تلاش برای مدعی بودن در استفاده از معافیت‌ها است.

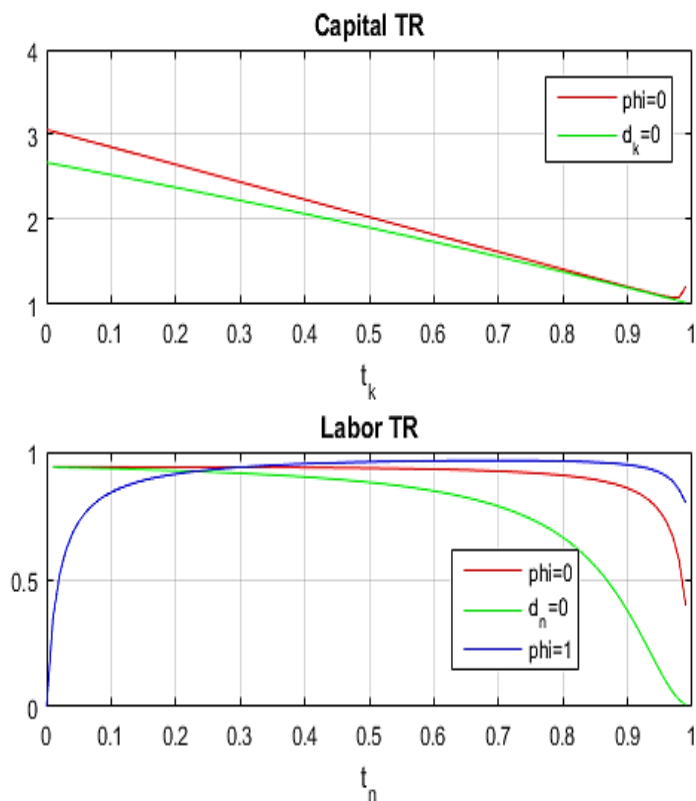
همچنین در نرخ‌های مالیاتی، این کشش‌ها، در عمل منحنی لافر در قسمت ممنوعه را تایید می‌کنند زیرا که با افزایش نرخ مالیات اثر اقتصادی بسیار قوی‌تر از اثر حسابداری عمل نموده و درآمد مالیاتی را کاهش می‌دهد بنابراین می‌توان ادعا کرد که دولت در نرخ‌های مالیاتی بالا با شکست کاهش درآمد مالیاتی مواجه خواهد شد.



شکل ۲: کشش درآمد مشمول مالیات

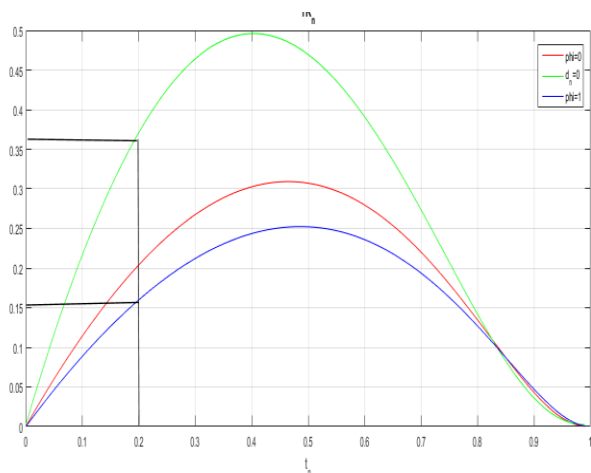
(منبع: یافته‌های پژوهش)

شکل (۳) کشش درآمد مالیاتی، ناشی از درآمد حاصل از سرمایه و نیروی کار نشان می‌دهد. براساس شکل (۳)، در صورت عدم لحاظ کسورات مالیاتی و عدم لحاظ حق بیمه تأمین اجتماعی، کشش درآمد مالیاتی حاصل از درآمد نیروی کار و سرمایه کمترین میزان است، اینکه آیا این کشش بیشتر از ۱ باشد به d_n و s بستگی دارد. با توجه به شکل میزان واکنش به نرخ مالیات برای نیروی کار در نرخ‌های مالیاتی پایین تقریباً یکنواخت می‌باشد و با افزایش نرخ مالیات در هر سه حالت (لحاظ و عدم لحاظ کسورات) روندی نزولی دارد. اما در حالت وجود کسورات در بخش نیروی کار، مقدار واکنش آن بیشتر از دو حالت دیگر است در حالیکه کشش درآمد مالیاتی حاصل از عایدی سرمایه به دلیل کسورات استهلاک سرمایه همیشه بزرگ‌تر از ۱ است و در هر سه حالت نزولی است و با افزایش نرخ مالیات به تدریج کاهش می‌یابد و به ۱ نزدیک می‌شود، این کشش‌ها نیز به گونه‌ای با تئوری منحنی لافر در قسمت ممنوعه سازگار است.



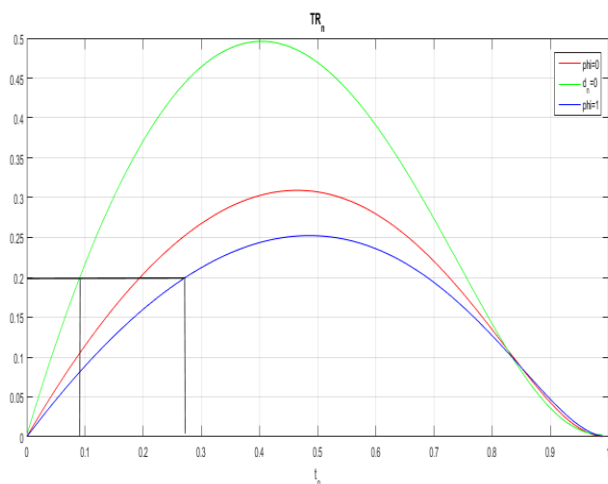
شکل ۳: کشش درآمد مالیاتی سرمایه و نیروی کار
(منبع: یافته‌های پژوهش)

در شکل (۴)، با در نظر گرفتن یک نرخ مالیات فرضی ۲۰ درصدی نیروی کار، ثابت می‌شود به ازای این نرخ مالیات می‌توان به درآمد بالاتری با حذف کسورات دست یافت، مشخص است در همین نرخ مالیاتی در صورت وجود کسورات و معافیت‌ها، درآمد مالیاتی پایین‌تری حاصل خواهد شد، یعنی با مقایسه این دو حالت، باید از ۲۱ درصد درآمد مالیاتی به ازای یک نرخ معین مالیاتی چشم‌پوشی نمود، درنتیجه، این میزان بخشودگی می‌تواند به ضرر دولت و درنهایت کشور باشد، چرا که با توجه به حجم بالای این کسورات، از طرفی انگیزه کار و فعالیت کاهش می‌یابد و از طرف دیگر باعث ایجاد انگیزه اجتناب مالیاتی بیشتر و پیدا کردن راه‌های مختلف برای عدم پرداخت مالیات شود، که این امر می‌تواند اقتصاد را در یک چرخه، با کسری متوالی قرار دهد.



شکل ۴: مقایسه درآمد مالیاتی در نرخ ثابت مالیاتی
(منبع: یافته‌های پژوهش)

در شکل (۵)، در حالت عکس، سطح درآمد فرضی ۲۰ درصدی در نظر گرفته شده است، برای دستیابی به این میزان درآمد مالیاتی، در صورت وجود کسورات، باید نرخ مالیات بیشتری را اعمال کرد (۲۷ درصدی). درحالیکه با حذف معافیت‌ها و کسورات می‌توان نرخ مالیاتی پایین‌تری برای نیروی کار اعمال نمود (۹ درصدی) و این وضعیت بیان‌کننده این موضوع است که با حذف کسورات مالیاتی، در نرخ‌های پایین‌تر و با ۱۸ درصد کاهش در نرخ مالیاتی، فشار اقتصادی کمتری به اقشار مختلف جامعه وارد شده و می‌تواند گویای رفاه اقتصادی بالاتر باشد.



شکل ۵: مقایسه نرخ‌های مالیاتی متفاوت
(منبع: یافته‌های پژوهش)

۶. جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی

سؤال اصلی مطرح شده در مقاله حاضر این است که کسورات مالیاتی چگونه و در چه جهتی درآمدهای مالیاتی و در نتیجه آن منحنی لافر را تغییر می‌دهند؟ برای این منظور، در چهارچوب مدل تعادل عمومی پویا سه‌بخشی، سه حالت خاص در خصوص لحاظ، عدم حضور کسورات مالیاتی و حق بیمه تأمین اجتماعی در نظر گرفته شده است. نتیجه شبیه‌سازی مربوط به مدل تصریح شده برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد که به‌طور قابل توجهی، مدل تعادل عمومی ما با مقادیر واقعی سازگار است و به وضوح درآمد مالیاتی، متاثر از کسورات و معافیت‌های مالیاتی می‌باشد و کسورات و معافیت‌ها باعث تغییر جایگاه منحنی لافر و کشش‌های مربوطه می‌شود و می‌تواند نرخ مالیات در اوج منحنی لافر را نیز تغییر دهد.

می‌توان نتیجه گرفت کشش مشمول مالیات برای هر دو حالت تقریباً ثابت، اما دارای مقادیر متفاوت است و با وجود کسری‌ها میزان واکنش به نرخ‌های مالیاتی بیشتر می‌شود.

اما کشش درآمد مالیاتی نیروی کار، به شدت به کسورات مالیاتی و بیمه تأمین اجتماعی بستگی دارد و با افزایش نرخ مالیات به عدد ۱ نزدیک می‌شود. علاوه بر این، در نظر می‌گیریم که اگر کسری‌های مالیاتی و حق بیمه تأمین اجتماعی وجود داشته باشد، کشش درآمد مالیاتی از ۱ منحرف می‌شود و با افزایش نرخ مالیات پیوسته کاهش می‌یابد. این وضعیت گویای آن است دولت برای تغییرات در نظام مالیاتی می‌تواند از نرخ‌های مالیاتی پایین با سناریو حذف کسورات مالیاتی استفاده نماید چرا که در نرخ‌های مالیاتی بالاتر مالیات‌دهندگان به شدت به تغییرات حاصله پاسخ خواهند داد و ممکن است درآمدهای مالیاتی کشور از آنچه انتظار می‌رود، در سطح پایین‌تری حاصل گردد.

از آنجا که توجه بیشتر دولت به درآمدهای مالیات، کاهش درآمدهای نفتی و جایگزینی در سیستم درآمدی است، با مشاهده پاسخ‌ها و واکنش مالیات‌دهندگان به تغییرات نرخ مالیاتی، می‌تواند در سیستم مالیاتی موجود، تغییرات لازم را ایجاد نماید. از طرف دیگر این پژوهش با لحاظ کسورات و معافیت‌ها به‌عنوان یک عامل اثرگذار بر درآمد مالیاتی می‌تواند ترسیم واقعی‌تری از یک اقتصاد را به نمایش گذارد و واقعیت‌های موجود اقتصادی را در نظر بگیرد. لذا سیستم مالیاتی بایستی طوری عمل کند که در جهت گسترش پایه مالیاتی حرکت نماید و یکی از راه‌حل‌های این امر نیز از طریق حذف معافیت‌ها و کسورات مالیاتی محقق می‌شود، به نظر می‌رسد چنین سیاست‌هایی می‌توانند از فرار و اجتناب مالیاتی جلوگیری کرده و درآمد مالیاتی بیشتری وصول گردد و در نهایت انگیزه کار و فعالیت افزایش یافته و باعث رشد و رونق اقتصادی گردد. بر این اساس می‌توان پیشنهادات سیاستی زیر را ارائه داد:

ارزیابی و ساده‌سازی کسورات مالیاتی: بررسی جامعی از کسر مالیات‌های موجود و ارزیابی تأثیر آن‌ها بر تولید درآمد و نتایج اقتصادی ضروری است تا براساس نتایج آن برای حذف موارد اضافی و اطمینان از همسویی آن‌ها با اهداف سیاست عمل کرد.

کالیبراسیون بهینه نرخ مالیات: براساس یافته‌های این مطالعه، سیاست‌گذاران باید تعدیل نرخ‌های مالیاتی را برای به حداکثر رساندن درآمد در نظر بگیرند و در عین حال اثرات کسورات مالیاتی را در نظر بگیرند. ایجاد تعادل بین درآمدزایی و مشوق‌های مالیات‌دهندگان برای ارتقای رشد اقتصادی و تبعیت از آن بسیار مهم است.

ترویج شفافیت و آموزش: افزایش شفافیت و ارائه دستورالعمل‌های روشن در مورد کسورات مالیاتی برای اطمینان از درک مالیات‌دهندگان از معیارهای واجد شرایط بودن و مزایای مربوط به هریک از کسورات. آموزش افراد و مشاغل در مورد پیامدهای کسورات مالیاتی و نقش آن‌ها در سیاست کلی مالیاتی.

نظارت و ارزیابی منظم: مکانیسم‌هایی را برای نظارت و ارزیابی اثربخشی و کارایی کسورات مالیاتی ایجاد شود. تا به‌طور دوره‌ای تأثیر آن‌ها را بر درآمد، رشد اقتصادی و اهداف اجتماعی بررسی شده و سیاست‌گذار از تعدیل‌ها و اصلاحات بالقوه مطلع شود.

کاربرد این تحقیق از جنبه نظری ارائه یک الگوی تعادل عمومی پویا در ارتباط با مالیات و درآمدهای مالیاتی مطابق با ساختار اقتصادی ایران است و از جنبه عملی نتایج پژوهش دارای یافته‌هایی برای برنامه‌ریزان مالیاتی خواهد بود، زیرا که نتایج پژوهش به‌صورت کاربردی این نتیجه مهم را گزارش می‌کند که بنا به اهداف دولت و سیاست‌گذاران حوزه مالیاتی و براساس واکنش افراد به تغییرات نرخ مالیاتی، کدام نرخ مالیاتی را انتخاب نمایند که آن‌ها را به اهدافشان نزدیک سازد. بنابراین نتایج حاصل از این پژوهش قابل استفاده در سازمان امور مالیاتی کشور و سایر سازمان‌های وابسته جهت به‌کارگیری راهکارهای عملی، مناسب و بهینه است.

References

- Abdul Maliki, H. & Shirdalian, Sh. (2014). Analysis of the impact of tax exemptions on regional economic efficiency. (studying the cases of tax exemptions for deprived areas subject to Article 132 of the Islamic Republic of Iran). *Research Journal of Taxation*. 21(20), 169-198. [In Persian].
- Ahmad, E. & Nicholas Stern. (1991). *The Theory and Practice of Tax Reform in Developing Countries*. Cambridge: University Press.
- Akbarpour Roshan, N., & Shahrazi, M. (2017). The effects of Laffar deductions: a case study of the Social Security Organization of Iran. *Iranian Economic Research Quarterly*, 23(75), 102-81. Doi: 10.22054/ijer.2018.9122. [In Persian].
- Alba, C. & McKnight, S. (2022). Laffer curves in emerging market economies: The role of informality. *Journal of Macroeconomics*. 72, 103411.
- Ansari Nasab, M., Memarzadeh., & Karimi Moghadam, A. (2017). investigation of tax rate asymmetry on individuals, imports, wealth and income on tax evasion in the form of Laffer curve using MIMIC and Markov switching models. *The 12th Conference on Financial and Tax Policies of Iran*. Tehran. [In Persian].
- Baghbanzadeh, F., Zare, H., Aminifard, A. & Haghighat. (2020). Intangible Capital and Value Spent in the Iranian Stock Market: Evidence from a Real Business Cycle Model. *Bi-Quarterly of Economic Studies and Policies*. 7(2), 297-328.
- Bayat, M. Afshari. & Tavakolian, H. (2012). Monetary policy and aggregate stock price index in the framework of a DSGE model. *Economic Policy and Research Quarterly*. 24(78), 171-206. [In Persian].
- Chaudhary, M. A. Anwar, S. & Siddiqui, R. (2001). Debt Laffer Curve for South Asian countries. *The Pakistan development review*, 40(4), 705-720.
- Eklund, C. J. & Malmsten, M. (2019). On optimal tax rates and shifts in the peak of the Laffer curve-An empirical study of Swedish municipalities during the years from 2000 to 2017.
- Ferreira-Lopes, A .Martins, L.F. & Espanhol, R. (2020). The relationship between tax rates and tax revenues in eurozone member countries exploring the Laffer curve. *Bulletin of Economic Research*, 72(2), 121-145.
- Garannejad, A. & Chapardar, E. (2011). Investigating factors affecting tax revenues in Iran. *Financial Economics*, 6(11), 69-92. [In Persian].
- Gerd, A. & Balaie Khobestani, I. (2016). Investigating factors affecting tax revenue collection with the approach of preventing tax evasion (Case study: General Department of Tax Affairs West of Tehran). *New Achievements in Humanities Studies*. 5(1), 65-98. [In Persian].
- Givati, Y. (2019). Theories of Tax Deductions: Income Measurement versus Efficiency. *Journal of Law, Finance, and Accounting (Forthcoming)*, 107- 123.
- Govinda, Rao. (2000). Tax Reform in India: Achievements and Challenges. *Asia-Pacific Development Journal*, 7(2), 59-74.

- Graetz, M.J., Deborah H.S. & Anne L.A. (2018). *Federal Income Taxation: Principles and Policies* (Foundation Press; 8th edition).
- Gunji, H., Hiraga, K. & Miyazaki, K. (2021). Tax Deduction Matters: Elasticities of the Laffer Curve, Taxable Income, and the Tax Revenue. Available: SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3985843> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3985843>.
- Harberger, A. (1990). *Principles of Taxation Applied to Developing Countries: What have we Learned in Michael Boskin and Charles McLure, Jr. eds. World Tax Reform: Case Studies of Developed and Developing Countries.* (San Francisco: ICS Press. 25-46.
- Holter, H.A., Krueger, D. & Stepanchuk, S. (2019). How do tax progressivity and household heterogeneity affect Laffer curves?. *Quantitative Economics*, 10(4), 1317-1356.
- Isakov, K. & Pekarski, S. (2015). Financial repression and Laffer curves. *Higher school of economics research paper no. WP BRP*, 113.
- Jayasooriya, S.P. (2021). Approximation of Laffer Curve: Taxation on Japanese Economic Growth. *Empirical Economics Review*, 10(1). ISSN 2222-9736.
- Kaid, I.M., Amin Rashti, N. & Daman Kesha, M. (2012). *Investigation of the Laffer curve in Iran's tax system*. Master's thesis.
- Kalmarzi, H.S. & Mousavi, M.H. (2014). An estimation of Laffer curve in Iran: a non-linear approach. *Iranian Journal of Economic Studies*, 3(1), 43-59.
- Kaplow, L. (2007). Optimal income transfers. *International Tax and Public Finance*, 14(3), 295-325.
- Koester, G. & Priesmeier, C. (2012). Estimating dynamic tax revenue elasticities for Germany. *Bundesbank Discussion Paper*, 23. Available at SSRN 2796877.
- Koester, G. & Priesmeier, C. (2012). *Estimating dynamic tax revenue elasticities for Germany*. Available at SSRN 2796877.
- Langford, B. & Ohlenburg, T. (2015). *Tax revenue potential and effort*. International Growth Centre Working Paper.
- Lin, B. & Jia, Z. (2019). Tax rate, government revenue and economic performance: A perspective of Laffer curve. *China Economic Review*, 56-101307.
- Mahdizadeh, M., Mousavi Jahormi, Y., Gholami, E. & Sarlak, A. (2017). Estimating the financial growth factor in Iran with an emphasis on the way oil revenues are spent. *Financial Economy*, 12(43), 21-48. [In Persian].
- Mai, H.L.T. & Van, H.T. (2021). Factors Impact to Total Tax Collection in Southeast Asia Countries. *Advances in Mechanics*, 9(3), 1895-1904.
- Makian, N., Tavakolian, H. & Najafi Fara Shah, M.S. (2018). Investigating the effect of direct taxes shock on GDP and inflation in Iran within the framework of a stochastic dynamic general equilibrium model. *Financial Economics*. 13(49), 1-46. [In Persian]
- Malcomson, J.M. (1986). Some analytics of the Laffer curve. *Journal of Public Economics*, 29(3), 263-279.

- Matikka, T. (2015). The Elasticity of Taxable Income: Evidence from Changes in Regional Income Tax Rates in Finland. *The Scandinavian Journal of Economics*, 120(3), 943-973.
- Miyazaki, T. & Ishida, R. (2022). Estimating the elasticity of taxable income: Evidence from top Japanese taxpayers. *Japan and the World Economy*, 61, 101116.
- Mousavi, M.R. & Nowrozi, H. (2010). Empirical estimation of inflation tax and Laffer curve levels: a case study of Iran's economy. *Economic Research Journal*, 11(42), 39-64. [In Persian].
- Nutahara, K. (2015). Laffer curves in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 36(3), 56-72.
- Poterba, J.M. (2011). Introduction: Economic analysis of tax expenditures. *National Tax Journal*, 64(2), 451-457.
- Pourmoqim, S J. Nakhai, M. & Raushi, Z. (2013). *Review and test of the Laffer curve in Iran's tax system*. Master's thesis, Al-Zahra University. [In Persian].
- Sanz-Sanz, J., Gamarra, A. & M. Arrazola. (2023). The Individual Laffer Curve: Evidence from the Spanish Income Tax. *Melbourne Institute Working Paper*, 5(23).
- Sanz-Sanz, J.F. (2022). A full-fledged analytical model for the Laffer curve in personal income taxation. *Economic Analysis and Policy*, 73(1), 795-811.
- Shahmoradi, A. (2008). Surveying on the Effect of Energy Price Changes on Price Level, Production and Welfare. *Iran Ministry of Economic Affairs And Finance*, 21(8), 1-29. [In Persian]
- Shahmoradi, A., Haghighi, I. & Zahedi, R. (2009). Analysis of the impact of price policies in economic sectors, focusing on water and energy. Ministry of Energy. *Deputy Planning and Economic Affairs*. [In Persian].
- Simons, H. (1938). *Personal Income Taxation: The Definition of Income as a Problem of Fiscal Policy*. Chicago, University of Chicago Press. 283.
- Wanniski, J. (1978). Taxes, Revenue, and the Laffer Curve. *The Public Interest*, 50, 3-16.

Laffer Curve and Taxable Revenue Elasticity: The Impact of Tax Deductions on a Dynamic General Equilibrium Model

Nahid Gohartash¹
Rouhollah Shahnazi²
Ahmad Sadraei Javaheri³
Mahboubeh Jafari⁴
Parviz Rostamzadeh⁵

Received: 2023/12/28

Accepted: 2024/01/28

Aim and Introduction

Making changes in the tax system is one of the basic and important needs for increasing government tax revenues. To achieve this, the tax system must move in a direction that increases the tax base. One of the most important solutions can be reducing tax exemptions and deductions. Since tax deduction plays an important role in determining tax revenues, ignoring its effect in tax studies can lead to misleading results. To address this research gap, this study uses a three-part dynamic general equilibrium model to estimate the Laffer Curve and investigate the effects of tax deductions on the curve and taxable income.

Findings

The analysis focuses on the household, business, and government sectors, highlighting the significance of tax deductions within each.

Findings from this research show that, in the absence of tax deductions, the optimal tax rate for maximizing tax revenue in terms of labor income is below 45%, while for capital income, it is below 40%. In contrast, when tax deductions are present, tax rates exceeding 50% and 55% maximize tax revenue for labor and capital income, respectively. Furthermore, the elasticity of taxable income for both labor and capital remains relatively constant across scenarios, with a slightly higher value observed when deductions are considered. Regarding capital income, the elasticity consistently exceeds 1 due to the presence of varied capital deductions. In both cases, the elasticity exhibits a downward slope, gradually decreasing as the tax rate increases and approaching a value of 1. In contrast, the ETI associated with labor income remains below 37%, regardless of the presence or absence of deductions.

-
1. Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.
E-mail: n.gohartash892131@gmail.com
 2. Associate Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.
E-mail: rshnazi@shirazu.ac.ir
 3. Associate Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.
(Corresponding Author) E-mail: sadraei@shirazu.ac.ir
 4. Assistant Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.
Email: ma.jafari@shirazu.ac.ir
 5. Assistant Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.
E-mail: parvizrostamzadeh@shiraz.ac.ir

Furthermore, under tax revenue elasticity, the rate of reaction to the tax rate for the labor force is almost uniform in low tax rates and has a downward trend with the increase of the tax rate in all three cases (considering and not considering deductions). But in the case of reductions in the labor force, the amount of reaction is higher than the other two cases. While the elasticity of tax income from capital gains due to capital depreciation deductions is always greater than 1 and is downward in all three cases and gradually decreases with the increase of the tax rate and approaches 1.

Methodology

In the current research, to understand the effects of tax exemptions and deductions in the economic system, an attempt has been made to analyze the effects of tax deductions on the government tax revenues and the elasticity of taxable income and tax elasticity, in a simple three-part dynamic general equilibrium model including households, firms and government, three special cases regarding the absence of tax deductions and social security premiums should be investigated. To evaluate and estimate the model, first the calibrated parameters in previous studies were collected and then the results were obtained through MATLAB software.

Discussion and Conclusion

One of the important results of this research is the changes in the government tax income and the reaction of individuals in the form of taxable income, caused by the consideration and non-consideration of deductions and tax exemptions on the household and corporate sectors.

As it can be seen, tax revenues in the scenario of removing tax deductions are more than the other two scenarios, i.e. considering deductions, on the other hand, the elasticity of taxable income in the presence of tax deductions show a greater reaction than in the case of not considering tax deductions.

Iran has been experiencing consecutive budget deficits over different periods. As a result of reduced oil revenues much greater attention has been drawn to a more efficient and effective taxing system. So, a substitution in the government revenue system can potentially diminish the over-dependence of the Iranian economy on oil revenues, which can lead to far reduced deficits both in the long and short term. In terms of deductions and exemptions as a factor affecting tax revenues, it can display a more realistic picture of an economy and take into account the existing economic realities. Therefore, the tax system should act in such a way that it moves in the direction of expanding the tax base. One of the solutions for this is realized through elimination of tax exemptions and deductions. It seems that such policies can prevent tax evasion, collecting more tax, and ultimately increase the motivation for work and activity and cause economic growth and prosperity.

Keywords: Laffer Curve, Taxable Income, General Equilibrium, Tax Deductions.

JEL Classification: H2, D50, H24, H29

Contents	Page
■ Human Capital, Economic Growth and Environmental Quality with Special Emphasis on Public Education Expenditures: An Application of DSGE Models Yahya Mohaghegh (M.A.), Hashem Zare (Ph.D.) and Mehrzad Ebrahimi (Ph.D.)	1
■ Evolution of Green Technology, Technology Gap and International Trade A Comparative Study of Developing and Developed Countries Mehrnosh Patimar (M.A.) and Zahra Zamani (Ph.D.)	29
■ Bilateral Virtual Water Trade Balance and Sustainable Development using the Gravity Model An Explanation Sepideh Ameri Golestan (M.A.), Sadeqh Bakhtiari (Ph.D.) and Sara Ghobadi (Ph.D.)..	53
■ Natural Resource Rent and Financial Development: Testing Financial Resource Curse Hypothesis in Iran Majid Aghaei (Ph.D.), Mahdih Rezagholizadeh (Ph.D.), Mohammad Abdi Seyyedkolaee (Ph.D.) and Rawa Mosavi (M.A.).....	69
■ Excess Sensitivity and Financial Development in the Iranian Households Aminah Mahmoudzadeh (Ph.D.), Kamyab Rajabizade (M.A.) and Majid Einian (Ph.D.)	105
■ Poverty Dynamics and the Fundamental Root Causes in Iran Zahra Azari (M.A.), Parviz Mohamadzadeh (Ph.D.) and Davood Behboudi (Ph.D.).....	131
■ Early Warning Model and Currency Crisis in the Iranian Economy A Probit Approach Mohammad Javad Khosrosereshki (Ph.D.) and Yavar Dashtbany (Ph.D.).....	161
■ Social Progress and Economic Growth based on Simultaneous Equations of Panel Data Seyed Ehsan Hosseinidoust (Ph.D.), Akbar Khodabakhshi (Ph.D.) and Saeedeh Ahmadi (M.A.)..	191
■ Foreign Direct Investment and Violent Crimes: Evidence from the Iranian Provinces Gholamreza Zamanian (Ph.D.), Famaz Dehghan (M.A.), Foruzan Falahati (M.A.) and Ali Davari (M.A.)	219
■ Tax Exemptions and R&D Expenditures in Iran Saeed Dorokhshi Moghaddam (Ph.D.), Bahram Sahabi (Ph.D.), Hassan Heydari (Ph.D.) and Sajad Barkhordari (Ph.D.).....	245
■ Tax on Vacant Houses and Housing Price Bubble in Shiraz Sara Parang (M.A.), Zahra Dehghan Shabani (Ph.D.), Ebrahim Hadian (Ph.D.) and Ali Asgari (Ph.D.).....	271
■ Laffer Curve and Taxable Revenue Elasticity: The Impact of Tax Deductions on a Dynamic General Equilibrium Model Nahid Gohartash (M.A.), Rouhollah Shahnazi (Ph.D.), Ahmad Sadraei Javaheri (Ph.D.), Mahboubeh Jafari (Ph.D.) and Parviz Rostamzadeh (Ph.D.)	301

In the name of Allah

**Quarterly Journal of
The Economic Research (Sustainable Growth and Development)**

Publisher:	The Economic Research Institute (ERI) Tarbiat Modares University.
Editor in Chief:	Majid Sameti , Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Editorial Board Members:	Majid Ahmadian , Professor of Energy Economics, University of Tehran, Tehran, Iran Hossein Asgharpour , Professor of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran Abbas Assari Arani , Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Yadoallah Dadgar , Professor of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran Morteza Ezzati , Associate Professor of Economics, Research Institute of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Abdolmajid Jalaiee , Professor of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran Saeid Rasekhi , Professor of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran Srdjan Redzepagic , Professor of Economics, University Côte d'Azur (University Nice Sophia Antipolis) Nice, France Hossein Sadeghi , Associate Professor of Energy Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Mostafa Salimifar , Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran Majid Sameti , Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran Mansour Zaranejad , Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran Kazem Yavari , Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
Associate Editors:	Ali Mohammad Ahmadi , Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Lotfali Agheli , Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Morteza Ezzati , Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran Amir Hossein Mozayani , Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Manager in charge:	Parastoo Mohammadi , Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Editorial Coordinator:	Maryam Talebi
Address:	The Economic Research Institute, Tarbiat Modares University P.O. Code : 1411713116, Tehran, Iran Tel: + 98 21 82883907, Fax: +98 21 82883923 Website : Ecor.modares.ac.ir



pISSN: 1735-6768

eISSN: 2980-7832



Quarterly Journal Of

The Economic Research

(Sustainable Growth and Development)

Vol. 24, No. 4, Winter, 2024

Human Capital, Economic Growth and Environmental Quality with Special Emphasis on Public Education Expenditures: An Application of DSGE Models

Yahya Mohaghegh (M.A.), Hashem Zare (Ph.D.) and Mehrzad Ebrahimi (Ph.D.)1-27

Evolution of Green Technology, Technology Gap and International Trade A Comparative Study of Developing and Developed Countries

Mehmoosh Patimar (M.A.) and Zahra Zamani (Ph.D.)29-52

Bilateral Virtual Water Trade Balance and Sustainable Development using the Gravity Model An Explanation

Sepideh Ameri Golestan (M.A.), Sadegh Bakhtiari (Ph.D.) and Sara Ghobadi (Ph.D.)53-68

Natural Resource Rent and Financial Development: Testing Financial Resource Curse Hypothesis in Iran

Majid Aghaei (Ph.D.), Mahdieh Rezagholizadeh (Ph.D.), Mohammad Abdi Seyyedkolaei (Ph.D.) and Rawa Mosavi (M.A.)69-103

Excess Sensitivity and Financial Development in the Iranian Households

Aminah Mahmoudzadeh (Ph.D.), Kamyab Rajabizade (M.A.) and Majid Einian (Ph.D.)105-130

Poverty Dynamics and the Fundamental Root Causes in Iran

Zahra Azari (M.A.), Parviz Mohammadzadeh (Ph.D.) and Davood Behboudi (Ph.D.)131-160

Early Warning Model and Currency Crisis in the Iranian Economy A Probit Approach

Mohammad Javad Khosrosereshki (Ph.D.) and Yavar Dashtbany (Ph.D.)161-189

Social Progress and Economic Growth based on Simultaneous Equations of Panel Data

Seyed Ehsan Hosseinidoust (Ph.D.), Akbar Khodabakhshi (Ph.D.) and Saeedeh Ahmadi (M.A.)191-218

Foreign Direct Investment and Violent Crimes: Evidence from the Iranian Provinces

Gholamreza Zamanian (Ph.D.), Farnaz Dehghan (M.A.), Foruzan Falahati (M.A.) and Ali Davari (M.A.)219-243

Tax Exemptions and R&D Expenditures in Iran

Saeed Dorokhshahi Moghaddam (Ph.D.), Bahram Sahabi (Ph.D.), Hassan Heydari (Ph.D.) and Sajad Barkhordari (Ph.D.)245-270

Tax on Vacant Houses and Housing Price Bubble in Shiraz

Sara Parang (M.A.), Zahra Dehghan Shabani (Ph.D.), Ebrahim Hadian (Ph.D.) and Ali Asgari (Ph.D.)271-300

Laffer Curve and Taxable Revenue Elasticity: The Impact of Tax Deductions on a Dynamic General Equilibrium Model

Nahid Gohartash (M.A.), Rouhollah Shahnazi (Ph.D.), Ahmad Sadraei Javaheri (Ph.D.), Mahboubeh Jafari (Ph.D.) and Parviz Rostamzadeh (Ph.D.)301-326