

سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

۱۹

سال ۵، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۵

شاپا الکترونیکی: ۱۷۴X-۲۸۲۱

○ تأثیر پیچیدگی‌های اقتصادی و ریسک امنیت انرژی بر شاخص‌های کارایی انرژی در ایران

۱-۳۰

فاتح حبیبی؛ شلیر ایازی

○ نقش تحول دیجیتال در تعدیل انتشار دی‌اکسید کربن: شواهدی از کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط

۳۱-۶۲

پرویز وفادار؛ محمود محمودزاده؛ صالح قویدل

○ تأثیر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا بر رقابت‌پذیری محصولات

۶۳-۸۵

عطا صفائی؛ سید رضا میرعسکری؛ فرزاد رحیم‌زاده

○ اثر عدم قطعیت جهانی بر بازده بازار سهام ایران با تأکید بر نقش کیفیت نهادی - شواهدی از مدل رگرسیون آستانه‌ای

۸۷-۱۱۲

فرشته محمدیان؛ محمد جعفر هلیو؛ سجاد محسن احمد؛ وسام حمید اریج

○ تحلیل پایداری قیمت مسکن در شرایط تکنانه‌های ساختاری با رویکرد ARFIMA: شواهدی از بازار مسکن تهران

۱۱۳-۱۴۲

الهام وفائی؛ مهدی پندار؛ محمد رضوانی

○ تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم؛ نقش تعدیلگر ریسک سقوط قیمت سهام

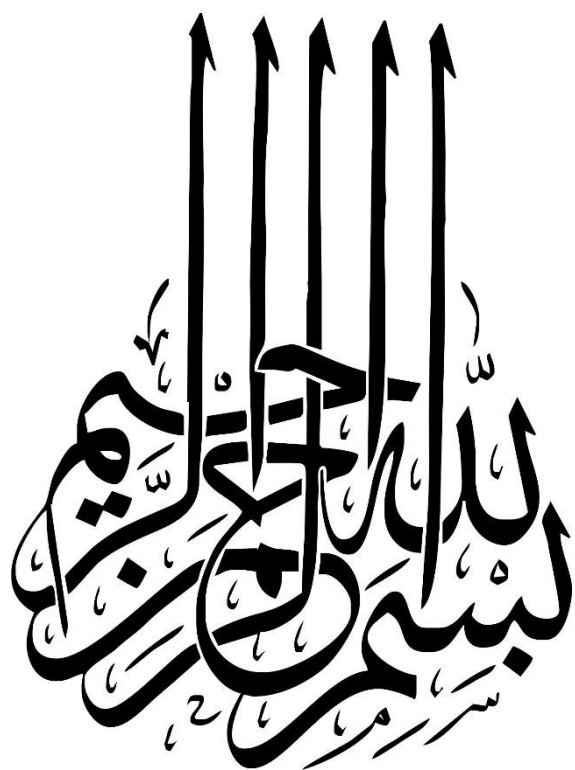
۱۴۳-۱۶۶

محمد امید اخگر؛ شادی حسن‌زاده؛ مهناز خیراندیش

○ نقش تعدیلی زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال بر رابطه بین توسعه انسانی و شکاف درآمد شهری و روستایی در ایران

۱۶۷-۲۱۰

مصطفی شمس‌الدینی؛ ثمینه قاسمی فر





دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

نشریه علمی گروه علوم اقتصادی
دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان

عنوان اختصاری: JEPR
شاپای چاپی و الکترونیکی: 2821-174X
آغاز انتشار: خرداد ۱۴۰۱

موضوعات

پژوهش‌های اکادمیک مربوط به علوم اقتصادی،
سیاست‌ها و راهبردهای اقتصادی، رشد و توسعه اقتصادی، برنامه‌ریزی و توسعه پایدار،
اقتصاد رفتاری، اقتصاد نهادی، اقتصاد مالی و پولی، اقتصاد بین‌الملل، اقتصاد نوآوری، اقتصاد دیجیتال،
اقتصاد منابع و محیط زیست، اقتصاد انرژی، اقتصاد گردشگری، اقتصاد ورزش، اقتصاد سلامت، اقتصاد شهری و منطقه‌ای.

مجوز ارشاد: نشریه براساس مجوز شماره ثبت ۸۸۰۴۶ در تاریخ ۱۴۰۰/۰۳/۱۰ هیات نظارت بر مطبوعات وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، مجوز انتشار و براساس آیین نامه کمیسیون نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری در سال ۱۴۰۱ اعتبار علمی دریافت نموده است.

رتبه علمی در وزارت علوم: نشریه براساس آیین نامه نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال ۱۴۰۳ نشریات وزارت علوم موفق به کسب رتبه ب شده است.

بسم تعالی

گواهی رتبه علمی



نشریه

سیاست ها و تحقیقات اقتصادی

با صاحب امتیازی دانشگاه کردستان بر اساس آیین نامه نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال ۱۴۰۴، موفق به کسب رتبه الف شده است.

بی تردید تلاش دست اندرکاران آن نشریه سهم بسزایی در گسترش مرزهای دانش و ارتقای کیفی و کمی جایگاه علمی کشور خواهد داشت.

صمد نژاد ابراهیمی
مدیرکل دفتر سیاستگذاری و برنامه ریزی
امور پژوهشی و دبیر کمیسیون
نشریات علمی



جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم، تحقیقات و فناوری
معاونت پژوهش و فناوری
کمیسیون نشریات علمی

رتبه علمی

الف

بررسی همت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR



معاونت پژوهش و فناوری ایران
سازمان همکاری و مدیریت
انسانیات پژوهشی و فناوری
MAPFA.MSRT.IR

راهنمای نویسندگان

به منظور تسریع در فرایند داوری، قبل از ارسال مقاله، فایل [راهنمای نگارش مقاله](#) را به دقت مطالعه و نکات آن را رعایت نمایید. لازم به ذکر است که در مرحله مرور اولیه، در صورت عدم رعایت موارد ذکر شده، مقاله به منظور اصلاح به نویسنده بازگردانده خواهد شد. همچنین، برای تسریع در بررسی و انتشار به موقع نشریه، لطفاً به نکات زیر توجه فرمایید:

- مقاله باید نتیجه تحقیقات نویسنده (نویسندگان) باشد.
- موضوع مقاله در ارتباط با رشته اقتصاد و مرتبط با یکی از [موضوعات و محورهای](#) نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی باشد.
- لطفاً قبل از ارسال [اصول اخلاقی انتشار مقاله](#) را به طور دقیق مطالعه فرمایید. در صورت اثبات عدم رعایت موارد اخلاقی در نگارش مقاله، نشریه مقاله را رد خواهد کرد و طی یک نامه رسمی پرونده سرقت علمی به اشتراک گذاشته خواهد شد.
- ارسال مقاله تنها از طریق [سامانه مجله](#) در سامانه نشریات دانشگاه کردستان امکان‌پذیر است.
- پیگیری مقالات فقط از طریق سامانه و ایمیل نشریه قابل انجام است و از نویسندگان محترم استدعا می‌شود از تماس تلفنی خودداری نمایند.
- نویسندگانی که مقالات در دست بررسی دارند تا مشخص شدن نتیجه بررسی آن مقاله از ارسال مقالات جدید خودداری نمایند؛ لذا از هر نویسنده در هر سال، تنها یک مقاله بررسی و چاپ خواهد شد.
- نویسنده مسئول مکاتبات باید با مرتبه دانشگاهی (استادیار، دانشیار یا استاد) و از اعضای هیئت علمی باشد و مقاله با ایمیل سازمانی یا دانشگاهی ارسال شود.
- همه نویسندگان مقالات باید دارای [شناسه پژوهشگر \(ORCID\)](#) باشند.
- در صورتی که مقاله حامی مالی دارد، ذکر آن در بخش تقدیر و تشکر الزامی است.
- اگر مقاله ارسالی، مستخرج از پایان‌نامه، رساله و طرح پژوهشی است، نویسندگان محترم، حتماً به این موضوع در فایل اصلی مقاله در پاورقی و فرم تعارض منافع اشاره نمایند.
- برای مشابهت‌یابی مقالات از سامانه [مشابهت‌یاب سمیم نور](#) استفاده فرمایید؛ بدیهی است تعداد واژه‌ها در مقاله با تعداد واژه‌ها در گزارش مشابهت‌یابی تطبیق داده خواهد شد.
- در پایان هر منبع در فهرست منابع و مأخذ، شناسه DOI و آدرس اینترنتی هر منبع ارائه شود.
- جهت نگارش و تنظیم چکیده مبسوط انگلیسی حتماً از ویراستار انگلیسی مورد تأیید استفاده کنید.
- ویراستار مجله در ویرایش ادبی و فنی مقاله بدون تغییر محتوای آن آزاد است.
- بررسی اولیه، داوری و انتشار مقاله در نشریه فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی رایگان است.
- در صورت عدم رعایت موارد ذکر شده در بخش راهنمای نویسندگان، مقاله پذیرفته نخواهد شد.

فایل‌های موردنیاز برای بارگذاری در سایت نشریه

جهت ارزیابی و داوری مقالات در فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، در قسمت اضافه کردن فایل‌ها، باید فایل‌های زیر در سامانه بارگذاری شود. ضمناً جهت رعایت معیارها و حفظ وحدت رویه، از فرمت‌های آماده‌سازی شده جهت ارسال فایل‌ها موردنیاز استفاده نمایید (برای دریافت فایل‌ها روی عبارت دانلود کلیک کنید).

نکته مهم: مقاله را دقیقاً بر اساس راهنمای تدوین گفته شده در فایل راهنمای نگارش مقالات و شرایط و ضوابط انتشار مقاله ([دانلود فایل راهنما](#)) بر اساس فرمت نشریه تنظیم و ارسال کنید.

۱- فایل اصل مقاله ([دریافت فایل اصل مقاله](#)): نسخه کامل مقاله بدون ذکر نام نویسندگان، مطابق با دستورالعمل راهنمای نویسندگان، در قالب فایل میکروسافت ورد و براساس الگوی اصلی مقالات نشریه تنظیم گردد. در این راستا، متن‌های توضیحی موجود در الگوی اصلی باید حذف و با محتوای اصلی مقاله جایگزین شوند.

۲- فرم مشخصات نویسندگان ([دریافت فایل](#)): حاوی اطلاعات دقیق نویسندگان به‌ترتیب درج در مقاله (نام، وابستگی سازمانی، پست الکترونیک و سایر اطلاعات لازم)؛

۳- فرم تعهدنامه نویسندگان ([دریافت فایل](#)): شامل عنوان مقاله، مشخصات کامل نویسندگان و امضای تمامی نویسندگان؛

۴- فرم تعارض منافع ([دریافت فایل](#)): تکمیل و امضا شده توسط نویسنده مسئول و بارگذاری با فایل مقاله؛

۵- فایل گزارش مشابهت‌یابی مقاله ([لینک](#)): باید شامل فایل اصلی مقاله مشابه‌یابی شده همراه با گواهی آن که مستقیماً از سامانه مشابهت‌یاب [سمیم نور](#) دریافت و ارسال شود.

پس از داوری مقاله، جهت پاسخ به داوران در خصوص انجام اصلاحات، می‌بایست فایل‌های زیر ارسال گردد:

۶- فایل اصل مقاله (تغییرات برجسته شده): فایل اصلاحی شده مقاله اصلی بدون نام نویسندگان که در آن تغییرات (های لایت) برجسته شده است.

۷- فایل پاسخ به داوران ([دریافت فایل](#)): پاسخ به داوران بر اساس این الگو تنظیم و در آن نظر داوران به تفکیک درج و توضیح داده شده باشد.

۹- فایل‌های اضافه: در صورت نیاز فایل‌های درخواستی تکمیلی داوران.

فایل‌های موردنیاز پس از تأیید مقاله توسط داوران:

۹- فایل نهایی اصل مقاله: نسخه نهایی و اصلاح شده مقاله براساس نظر داوران همراه با اسامی نویسندگان؛

۱۰- فایل چکیده مبسوط ([دریافت فایل](#)): شامل چکیده مبسوط به همراه اسامی نویسندگان و توضیحات تکمیلی مقاله به دو زبان فارسی و انگلیسی؛

فصلنامه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

سال پنجم، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۵، صفحات ۱ تا ۲۱۰

رتبه نشریه در وزارت علوم برای سال ۱۴۰۴: الف

صاحب امتیاز: دانشگاه کردستان

مدیر مسئول: بختیار جواهری

سرمدیر: پرویز محمدزاده

دبیر تخصصی: خالد احمدزاده

کارشناس نشریه: وحید عزیزی

ویراستار انگلیسی: رامین امانی

ویراستار فنی و صفحه آرایی: وحید عزیزی



اعضای هیات تحریریه به ترتیب حروف الفبا

سید عزیز آرمن	استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
اسفندیار جهانگرد	دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
فاتح حبیبی	دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
کیومرث سهیلی	استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
سید کمال صادقی	استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
عبدالله صوفی	استاد اقتصاد، دانشکده مدیریت کسب و کار، دانشگاه ویسکانسین پلاتویل.
حسن فرازمند	استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
علی فقه مجیدی	دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
حامد قادرزاده	دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
حسین قراملکی	استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه کارابوک، ترکیه
پرویز محمدزاده	استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
تیمور محمدی	استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
زهره نصراللهی	استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، ایران

وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir

پست الکترونیک نشریه: Jepr@uok.ac.ir

آدرس نشریه: ایران، کردستان، سنندج، بلوار پاسداران، دانشگاه کردستان، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، گروه اقتصاد، دفتر نشریه

تلفن تماس در ساعات اداری: ۰۸۷۳۳۶۶۴۶۰۰ - ۲۲۶۹



حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
مقالات این نشریه با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین المللی [Creative Commons Attribution 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/) توزیع شده است که استفاده، توزیع و تکثیر نامحدود در هر رسانه‌ای را مجاز می‌داند، مشروط بر اینکه به نویسنده و منبع اصلی استناد شود.

فهرست مقالات

تأثیر پیچیدگی‌های اقتصادی و ریسک امنیت انرژی بر شاخص‌های کارایی انرژی در ایران

فاتح حبیبی؛ شلیر ایازی ۱-۳۰

نقش تحول دیجیتال در تعدیل انتشار دی‌اکسید کربن: شواهدی از کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط

پرویز وفادار؛ محمود محمودزاده؛ صالح قویدل ۳۱-۶۲

تأثیر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا بر رقابت‌پذیری محصولات

عطا صفائی؛ سید رضا میرعسکری؛ فرزاد رحیم‌زاده ۶۳-۸۵

اثر عدم قطعیت جهانی بر بازده بازار سهام ایران با تأکید بر نقش کیفیت نهادی - شواهدی از مدل رگرسیون آستانه‌ای

فرشته محمدیان؛ محمد جعفر هلیو؛ سجاد محسن احمد؛ وسام حمید اریج ۸۷-۱۱۲

تحلیل پایداری قیمت مسکن در شرایط تکانه‌های ساختاری با رویکرد ARFIMA: شواهدی از بازار مسکن تهران

الهام وفائی؛ مهدی پندار؛ محمد رضوانی ۱۱۳-۱۴۲

تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم؛ نقش تعدیلگر ریسک سقوط قیمت سهام

محمد امید اخگر؛ شادی حسن‌زاده؛ مهناز خیراندیش ۱۴۳-۱۶۶

نقش تعدیلی زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال بر رابطه بین توسعه انسانی و شکاف درآمد شهری و روستایی در ایران

مصطفی شمس‌الدینی؛ ثمینه قاسمی فر ۱۶۷-۲۱۰

نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران



داوران این شماره به ترتیب حروف الفبا

گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.	خالد احمدزاده
گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.	پیمان امینی
گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.	اسفندیار جهانگرد
گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.	بختیار جواهری
گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابل، ایران.	مهديه رضاقلی‌زاده
گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران.	احمد فتاحی اردکانی
گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران	محبوبه فراهتی
گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.	ابوالقاسم گل خندان
گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.	زانا مظفری
گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت الله العظمی بروجردی، بروجرد، ایران.	رضا معبودی
گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.	صلاح الدین منوچهری
گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.	نادر مهرگان
گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران.	میرحسین موسوی

Research Article

The Impact of Economic Complexities and Energy Security on Energy Efficiency Indicators in Iran

Fateh Habibi^{*1} , Sheller Ayazi² 

1. Associate Professor, Department of Economic, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
2. Ph.D. Student in Economics, Department of Economic, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Received 04 August 2025 Revise 27 October 2025 Accepted 02 November 2025 Publish 23 September 2026

Abstract

Given the pivotal role of energy in economic development and the growing emphasis on sustainable energy resources, analyzing the determinants of energy efficiency is of paramount importance. This study investigates the impact of economic complexity and energy security risk on energy efficiency indicators in Iran. Using macroeconomic data together with indices of energy security and economic complexity, the study examines the relationship between these factors and energy productivity—proxied by energy intensity and carbon emissions—over the period 1995–2023, employing the Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) method. The findings reveal that economic complexity has a positive and statistically significant relationship with both energy intensity and carbon emissions, implying that greater economic complexity is associated with higher energy consumption and increased environmental pollution. Conversely, energy security risk exhibits a negative and statistically significant relationship with energy intensity and a positive and statistically significant relationship with carbon emissions, indicating that while an increase in energy security risk reduces energy intensity, it simultaneously leads to higher carbon emissions. These results underscore the complex interplay between economic indicators and energy security factors and highlight the need to address both dimensions simultaneously in order to improve energy efficiency and mitigate environmental degradation in Iran.

Keywords: Economic Complexity, Energy Security Risk, Carbon Emissions, Iran

JEL Classification: Q47, Q43, F64

* Corresponding Author: Fateh Habibi

E-mail: f.habibi@uok.ac.ir

Tel: +9887133664600

Cite This Article (APA): Habibi, F. & Ayazi, S. (2025). The impact of economic complexities and energy security on energy efficiency indicators in Iran. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(3), 1-30. <https://doi.org/10.22034/jepr.2025.144222.1294> [In Persian].

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64190.html?lang=en



© The Author(s), 2026. *Economic Policies and Research*, Published online by University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Climate change and global warming represent pressing challenges for countries worldwide, and concerted international efforts—particularly in the energy sector—are essential to address these crises. One of the key strategies for tackling these challenges is improving energy efficiency, which can reduce energy consumption, lower carbon emissions, and contribute to the achievement of sustainable development goals. Within this context, economic complexity and energy security risk have emerged as significant factors that may shape energy efficiency outcomes. Given Iran's heavy reliance on fossil fuels, understanding how economic complexity and energy security risk affect energy efficiency in the country is of considerable importance.

This study analyzes the long-term impacts of these factors on energy efficiency and explores their implications for environmental policy and energy security in Iran. The primary objective of the research is to examine the effect of economic complexity on energy efficiency—proxied by energy intensity and carbon emissions—and to determine how this relationship changes under conditions of energy security instability. The key question guiding the study is whether an increase in economic complexity exerts a positive and significant effect on energy efficiency in Iran and how this effect changes during periods of heightened energy security risk.

By exploring these dynamics, the study aims to provide valuable insights into how Iran can improve its energy efficiency while simultaneously managing the risks associated with energy security and the complexities of its economic structure. Such insights can ultimately contribute to more effective policymaking in the areas of environmental sustainability and energy security.

Methodology

The relationships among the variables are investigated using the Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) method. First introduced by Phillips and Hansen (1990), FMOLS is designed to estimate long-run relationships among cointegrated variables. This method is particularly effective in addressing issues such as non-stationarity, endogeneity, and serial correlation in the error terms, which frequently bias conventional regression models. Standard regression techniques may yield inaccurate or misleading results in the presence of these problems; FMOLS corrects for them by applying semi-parametric adjustments to the coefficients, thereby providing consistent and asymptotically efficient estimates.

Table 1. Variables and sources of research data

Symbol	Variable	Variable Measurement	Source
ENE	Energy Efficiency	Primary energy intensity (MJ/\$2017 PPP GDP)	WDI
CO2	Energy Efficiency	Carbon dioxide intensity (kg per unit of energy equivalent to crude oil)	WDI
ECI	Economic Complexity	Economic Complexity Index: This index is based on the diversity and comprehensiveness of goods produced in a country.	Harvard CID
ESR	Energy Security Risk	Energy Security Risk Index: This index measures the energy risk by comparing countries' vulnerabilities to global energy fluctuations. A lower score indicates lower energy security risk, while a higher score indicates higher risk.	Business Monitor Index
REN	Renewable Energy Consumption	Renewable energy consumption (percentage of total final energy consumption)	WDI
OPE	Trade Openness	Trade openness (the sum of exports and imports of goods and services as a percentage of GDP)	WDI
GDP	Gross Domestic Product	Gross Domestic Product (measured in constant US dollars, 2015)	WDI

The study covers the period from 1995 to 2023 (1374 to 1402 in the Iranian calendar). The data employed in this research are drawn from reputable international sources, including both governmental and non-governmental organizations, and are analyzed using EViews software. The application of the FMOLS estimator enables the study to produce more accurate and reliable estimates of the long-term effects of economic complexity and energy security risk on energy efficiency in Iran. The findings are expected to provide valuable insights into the complex interplay among these variables and to support more informed decision-making. Ultimately, this research is intended to assist policymakers in improving energy efficiency while simultaneously addressing the critical challenges of energy security, environmental sustainability, and economic development in Iran.

$$ENE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ECI_{it} + \alpha_2 ESR_{it} + \alpha_3 REN_{it} + \alpha_4 OPE_{it} + \alpha_5 GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$CO_{2it} = \gamma_0 + \gamma_1 ECI_{it} + \gamma_2 ESR_{it} + \gamma_3 REN_{it} + \gamma_4 OPE_{it} + \gamma_5 GDP_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

Results and Discussion

The results of the unit root tests indicate that the null hypothesis of a unit root at levels cannot be rejected, meaning that none of the variables is stationary in level form. After first differencing, however, all variables become stationary, with the null hypothesis rejected at the 1% significance level. To identify potential long-run equilibrium relationships, the Johansen cointegration test is applied. Both the trace and maximum eigenvalue statistics reject the null hypothesis of no cointegrating vector at the 95% confidence level, confirming the presence of one cointegrating vector among the variables. The optimal lag length is selected using the Schwarz Information Criterion (SIC).

The Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) method is employed to estimate the long-run relationships among economic complexity, energy security risk, and energy efficiency. FMOLS corrects for endogeneity and serial correlation in the error terms, yielding consistent and asymptotically efficient estimates. The results reveal that economic complexity has a positive and statistically significant relationship with energy intensity, suggesting that greater economic complexity is associated with higher energy consumption. In contrast, energy security risk exhibits a negative relationship with energy intensity, implying that increased risk reduces energy intensity. In addition, higher shares of renewable energy consumption and economic growth are both found to be associated with lower energy intensity.

Regarding carbon emissions, the findings indicate that both economic complexity and energy security risk contribute to higher emissions. However, with technological progress, these effects could potentially be reversed. Economic growth, given its dependence on fossil fuels, is also associated with increased carbon emissions. Conversely, trade openness and renewable energy consumption are found to mitigate environmental pollution by reducing emissions. These results suggest that policies promoting renewable energy adoption and economic diversification can play a crucial role in addressing long-term environmental and energy security challenges.

Conclusion

In recent decades, the pursuit of greater energy efficiency and lower carbon emissions has led researchers and policymakers to examine the economic and structural factors shaping energy performance. This study analyzes the impact of two such factors—economic complexity and energy security risk—on energy intensity and carbon emissions in Iran.

The results show that economic complexity is positively associated with both energy intensity and carbon emissions, as the expansion of production and industrialization drives higher energy consumption and pollution. Energy security risk significantly reduces energy intensity, thereby improving efficiency, yet the continued reliance on fossil fuels still results in higher carbon emissions. Furthermore, renewable energy consumption exerts a favorable effect by reducing both energy intensity and emissions, although the share of renewables in Iran's energy mix remains low.

The findings indicate that, for Iran to achieve sustainable growth and minimize negative environmental impacts, it is essential to develop technology-intensive industries and invest substantially in renewable energy sources.

Additional information

Authors' Contributions

All Authors Contributed Equally to The Writing of The Article.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this article.

Financial Support

The authors received no financial support for the research and publication of this article.

ORCID



Fateh Habib

<https://orcid.org/0000-0001-7204-2566>



Sheller Ayaz

<https://orcid.org/0009-0003-3823-4873>

تأثیر پیچیدگی‌های اقتصادی و ریسک امنیت انرژی بر شاخص‌های کارایی انرژی در ایران

فاتح حبیبی^{۱*}، شلیر ایازی^۲

۱. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۵/۱۳ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۸/۱۱ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۱

چکیده

باتوجه به نقش حیاتی انرژی در توسعه اقتصادی و اهمیت پایداری منابع انرژی، تحلیل عوامل مؤثر بر بهره‌وری انرژی از اهمیت بالایی برخوردار است. مقاله حاضر به بررسی تأثیر پیچیدگی‌های اقتصادی و ریسک امنیت انرژی بر شاخص‌های کارایی انرژی در کشور ایران می‌پردازد. در این مطالعه، با استفاده از داده‌های اقتصاد کلان و شاخص‌های مرتبط با امنیت انرژی و پیچیدگی اقتصادی، ارتباط بین این عوامل و بهره‌وری انرژی در بازه زمانی ۱۳۷۴-۱۴۰۲ (۱۹۹۵-۲۰۲۳) و با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی رابطه‌ای مثبت و معنادار با شدت مصرف انرژی و انتشار کربن دارد، به این معنا که افزایش پیچیدگی اقتصادی با افزایش مصرف انرژی و آلاینده‌های زیست‌محیطی همراه است. از سوی دیگر، ریسک امنیت انرژی رابطه‌ای منفی و معنادار با شدت انرژی و رابطه‌ای مثبت و معنادار با انتشار کربن نشان می‌دهد؛ یعنی با افزایش ریسک امنیت انرژی، شدت مصرف انرژی کاهش می‌یابد؛ اما انتشار کربن افزایش پیدا می‌کند. این نتایج نشان‌دهنده پیچیدگی تعامل بین شاخص‌های اقتصادی و عوامل امنیت انرژی است و اهمیت توجه هم‌زمان به این عوامل را برای بهبود بهره‌وری انرژی و کاهش آلودگی زیست‌محیطی در ایران برجسته می‌کند.

واژگان کلیدی: پیچیدگی اقتصادی، ریسک امنیت انرژی، کارایی انرژی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: Q47, Q43, F64

* نویسنده مسئول: فاتح حبیبی آدرس رایانامه: f.habibi@uok.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۸۸۷۱۳۳۶۴۶۰۰
استناد به مقاله (APA): حبیبی، فاتح و ایازی، شلیر. (۱۴۰۴). تأثیر پیچیدگی‌های اقتصادی و ریسک امنیت انرژی بر شاخص‌های کارایی انرژی در ایران. نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، ۵(۳)، ۱-۳۰. <https://doi.org/10.22034/jepr.2025.144222.1294>
صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_64190.html

۱. مقدمه

یکی از چالش‌هایی که امروزه جهان با آن مواجه است، تغییرات اقلیمی و گرمایش جهانی است که در دهه اخیر، نهادهای بین‌المللی مانند آژانس بین‌المللی انرژی و آژانس حفاظت از محیط‌زیست تلاش‌هایی جهت مقابله با این چالش را آغاز کرده‌اند. دستیابی به انرژی پاک و مقرون‌به‌صرفه برای همه، و انجام اقدام‌های فوری برای مقابله با تغییرات اقلیمی، از اهداف کلیدی توسعه پایدار به شمار می‌رود. این اهداف بیانگر یک راهبرد دوگانه شامل ترویج دسترسی به انرژی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است. در این راستا بهره‌وری انرژی به‌عنوان یک استراتژی کلیدی مطرح می‌شود که می‌تواند این اهداف را به‌صورت هم‌زمان تحقق بخشد. بهره‌وری انرژی معمولاً از طریق شاخص شدت انرژی اندازه‌گیری می‌شود؛ این شاخص نشان‌دهنده میزان انرژی مصرفی به‌ازای تولید یک واحد کالا یا خدمات است. کاهش شدت انرژی به معنای تولید همان مقدار کالا یا خدمات با مصرف انرژی کمتر است که موجب جداسازی رشد اقتصادی از افزایش مصرف انرژی می‌شود. این فرایند همچنین به کاهش انتشار کربن کمک می‌کند (Solarin, 2020). افزون بر این، بهبود بهره‌وری انرژی زمانی که همراه با استفاده از فناوری انرژی‌های پاک و تجدیدپذیر باشد، منجر به کاهش شدت کربن نیز می‌شود. این دو شاخص شدت انرژی و شدت کربن، به‌عنوان شاخص‌های مهم توسعه پایدار شناخته شده و نشان‌دهنده کارایی استفاده از انرژی در فعالیت‌های اقتصادی، تجاری و انتقال به سیستم‌های انرژی پاک هستند. مطالعات سنتی عمدتاً بر رشد اقتصادی، توسعه فناوری و الگوهای مصرف انرژی تمرکز داشته‌اند و به بررسی عوامل مختلف تعیین‌کننده تقاضای انرژی پرداخته‌اند تا بهره‌وری در بخش‌های مختلف افزایش یابد. اما ادبیات جدیدتر اهمیت ریسک امنیت انرژی و پیچیدگی اقتصادی را در شکل‌دهی به مصرف انرژی و نتایج بهره‌وری برجسته کرده است (Payne et al., 2023).

امنیت انرژی مفهومی فراگیر است که در محافل اقتصادی و زیست‌محیطی کاربرد گسترده‌ای دارد (Demski et al., 2018). از زمان بحران نفتی دهه ۱۹۷۰، بیشتر پژوهشگران امنیت انرژی را محدود به امنیت نفت تعریف کرده‌اند. در آن زمان، آژانس بین‌المللی انرژی، امنیت انرژی را به معنای تأمین پایدار انرژی باقیمت مناسب تعریف کرد. با رشد سریع فناوری انرژی، مرکز تحقیقات انرژی آسیا و اقیانوسیه تعریف جدیدی برای امنیت انرژی ارائه می‌کند. طبق این تعریف، امنیت انرژی توانایی اقتصادی برای تأمین پایدار انرژی است به‌گونه‌ای که قیمت انرژی در سطحی پایدار باقی بماند و تأثیری منفی بر عملکرد اقتصادی باقی نگذارد. این مرکز، ابعاد کلیدی امنیت انرژی را شامل سه مؤلفه اصلی در دسترس بودن، مقرون‌به‌صرفه بودن و مقبولیت می‌داند. در دسترس بودن به خودکفایی تولید انرژی اولیه خود یک کشور اشاره دارد که عمدتاً توسط توانمندی‌های انرژی اولیه، اکتشاف و بهره‌برداری آن کشور تعیین می‌شود. مقرون‌به‌صرفه بودن بر دو معنا دلالت دارد. اول اینکه یک کشور می‌تواند انرژی را با قیمت مناسب و قابل قبول از کشورهای خارجی خریداری کند. دوم اینکه قیمت انرژی داخلی مورد قبول مردم خودش باشد. مقبولیت به استفاده از انرژی اشاره دارد که عمدتاً شامل دو جنبه بهره‌وری انرژی و ساختار مصرف انرژی است. دسترسی به معنای امکان تأمین انرژی از واردات است. با افزایش آگاهی از توسعه پایدار اخیراً، نقش منفی اثرات خارجی انرژی نیز در ارزیابی پایداری انرژی گنجانده شده است. مجموعه‌ای از مطالعات اشاره کرده‌اند که توسعه قابلیت امنیت انرژی یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های پایداری انرژی است (Fang et al., 2021).

پیچیدگی اقتصادی^۱ از عواملی است که می‌تواند از طریق ارتقای فناوری و نوآوری، میسر توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر را فراهم کند و موجب کاهش انتشار کربن شود و بهره‌وری انرژی را بهبود بخشد (سلیمی و همکاران، ۱۴۰۲). همچنین، پیچیدگی اقتصادی بیانگر دانش نهفته در ساختار تولیدی اقتصاد بوده و از یک‌سو محرک اصلی رشد است و از سوی دیگر شرایط زیست‌محیطی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. یک اقتصاد پیچیده‌تر، نظام‌های تولیدی پیشرفته‌تری را پرورش می‌دهد و با بهره‌گیری از دانش و فناوری، تأثیرات زیست‌محیطی را به حداقل می‌رساند. صنعتی‌شدن و تنوع تولید، کشورهایی با پیچیدگی اقتصادی بالاتر را به سمت فناوری‌های دانش‌بنیان مانند انرژی‌های تجدیدپذیر و کالاهای کم‌مصرف انرژی سوق می‌دهد و زمینه یک اقتصاد پایدار را فراهم می‌کند (Bhatt & Chavda, 2025). به‌طور کلی جهت دستیابی به اهداف توسعه پایدار درک نقش بهره‌وری انرژی ضروری است. با بهبود آن کشورها می‌توانند هدر رفت انرژی را کاهش دهند، انتشار کربن را کم کنند و به اهداف خالص صفر نزدیک شوند درحالی‌که رقابت‌پذیری اقتصادی و امنیت انرژی نیز حفظ می‌شود (Solarin, 2020).

کشور ایران به‌عنوان یکی از اقتصادهای وابسته به نفت، برای تأمین انرژی به سوخت‌های فسیلی وابسته است. استفاده از این نوع سوخت‌ها می‌تواند بهره‌وری انرژی را کاهش و انتشار کربن را به حداکثر برساند. همچنین این کشور به دلیل پتانسیل بالا در زمینه تأمین انرژی‌های تجدیدپذیر از جمله انرژی باد، خورشیدی و غیره می‌تواند با استفاده از فناوری‌های پیشرفته و بهبود تکنولوژی، شرایط مساعدی را جهت استفاده از این انرژی‌ها فراهم آورد و از این طریق کیفیت محیط‌زیست خود را بهبود بخشد. باتوجه به شرایط خاص این کشور، ازجمله تحریم‌های بین‌المللی، نوسانات ارزی و محدودیت‌های ساختاری در نظام تولیدی، بررسی تأثیر پیچیدگی‌های اقتصادی و ریسک امنیت انرژی^۲ از اهمیت بالایی برخوردار است. پرسش اصلی که در این مطالعه مطرح می‌شود این است که آیا افزایش در پیچیدگی اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر کارایی انرژی در ایران دارد؟ همچنین در شرایط ناپایدار امنیت انرژی، این رابطه چگونه تغییر می‌کند؟ پژوهش حاضر با استفاده از مدل‌های سنجی و داده‌های سری زمانی تلاش می‌کند با بررسی تأثیرات بلندمدت متغیرهای کلیدی، به این پرسش‌ها پاسخ دهد.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

انرژی به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی رشد و توسعه اقتصادی در بسیاری از کشورهای جهان شناخته می‌شود. بهره‌گیری از منابع انرژی، به‌ویژه در بخش‌های صنعتی و حمل‌ونقل، آثار مثبتی بر توسعه اقتصادی دارد، اما درعین‌حال مصرف انرژی، به‌ویژه سوخت‌های فسیلی، پیامدهای منفی مانند تخریب محیط‌زیست و تغییرات اقلیمی را نیز به دنبال دارد (Adkoya et al., 2023). این واقعیت موجب شده است که سیاست‌گذاران و اقتصاددانان با هدف کاهش اثرات زیست‌محیطی، تمرکز خود را بر افزایش بهره‌وری انرژی و جایگزینی منابع تجدیدناپذیر با انرژی‌های تجدیدپذیر معطوف کنند (Goh & Ang, 2020).

بهره‌وری انرژی که به معنای کاهش مقدار انرژی مصرفی برای انجام یک فرایند مشخص است، به‌عنوان توانایی رشد اقتصادی بدون افزایش متناسب مصرف انرژی تعریف می‌شود (Malinauskay et al., 2019). به بیان دیگر، این شاخص نشان‌دهنده میزان خدمات انرژی ارائه شده به‌ازای هر واحد انرژی ورودی است (Gillingham et al., 2009). در سطح محصول، بهره‌وری انرژی به‌عنوان یکی از ویژگی‌های مهم در کنار هزینه و سایر مشخصه‌ها مطرح است (Newell et al., 1999) و در سطح کلان، با نسبت تولید ناخالص داخلی به‌ازای هر واحد انرژی مصرف شده اندازه‌گیری می‌شود (Gillingham et al., 2009). همچنین، طبق تعریف آژانس بین‌المللی انرژی^۱ (۲۰۲۳)، کارایی انرژی به مقدار انرژی اولیه مصرف شده برای تولید یک‌میزان مشخص خروجی اقتصادی اشاره دارد که به دلیل دسترسی آسان و مقرون‌به‌صرفه بودن، به‌عنوان سوخت نخستین شناخته می‌شود. این کارایی راهکاری پاک‌تر، سریع‌تر و کم‌هزینه‌تر برای افزایش عرضه انرژی و ارتقای پایداری زیست‌محیطی به شمار می‌رود (Marimuthu et al., 2021).

الگوهای بهره‌وری انرژی در کشورهای مختلف با توجه به شرایط اقتصادی و ساختاری متفاوت است و شدت انرژی هر کشور که نشان‌دهنده میزان انرژی مصرفی برای تولید هر واحد محصول است، ارتباط نزدیکی با توسعه آن کشور دارد و به تبع آن بر انتشار گازهای گلخانه‌ای نیز تأثیرگذار است (Lapinskiene et al., 2014). تأمین مستمر و بی‌وقفه انرژی برای ثبات اقتصادی و رشد کشورها امری ضروری است. در این چارچوب امنیت انرژی شامل چهارعنصر کلیدی است: دسترسی‌پذیری منابع فیزیکی انرژی، قابلیت دسترسی به منابع از منظر ژئوپلیتیکی، مقرون‌به‌صرفه بودن از بعد اقتصادی، و مقبولیت زیست‌محیطی و اجتماعی (Kruyt et al., 2009). ریسک امنیت انرژی بسته به توسعه زیرساخت‌ها و وابستگی به منابع محدود انرژی در مناطق مختلف، تفاوت‌های قابل توجهی دارد. دسترسی به انرژی کافی با هزینه‌ای مقرون‌به‌صرفه، یکی از دغدغه‌های اصلی کشورها جهت دستیابی به رشد پایدار است (Payne et al., 2023). به‌علاوه، تأمین انرژی کافی باقیمت مناسب اغلب با ریسک‌های امنیت انرژی همراه است که این موضوع اهمیت بالایی دارد (Neagu & Teodoru, 2019).

در ساده‌ترین تعریف، ریسک امنیت انرژی را می‌توان احتمال وقوع یک اختلال در تأمین یا دسترسی به انرژی در شدت پیامدهای آن دانست. این تعریف نشان می‌دهد که ریسک تنها به وقوع یک تهدید خلاصه نمی‌شود، بلکه شامل احتمال وقوع تهدید و میزان تأثیرگذاری آن بر اقتصاد و جامعه است. به بیانی دیگر، ریسک امنیت انرژی تابعی از دو مؤلفه اصلی است: تهدیدها و آسیب‌پذیری. تهدیدها می‌توانند ناشی از منابع مختلف اقتصادی، ژئوپلیتیکی، فنی و زیرساختی، و محیط‌زیستی ناشی شود. اما این تهدیدها به‌تنهایی امنیت انرژی را تهدید نمی‌کنند، بلکه سطح آسیب‌پذیری داخلی تعیین می‌کند که یک سیستم انرژی تا چه حد در برابر این تهدیدها آسیب می‌بیند. جهت مفهوم‌سازی ریسک امنیت انرژی باید سه بعد کلیدی را در نظر گرفت: ۱- منابع ریسک (منشأ تهدیدها)، ۲- دامنه تأثیر (گستره‌ای که تهدید می‌تواند بر آن اثر بگذارد، از سطح خانوار تا کل اقتصاد ملی)، ۳- شدت تأثیر (میزان و ویژگی پیامدها که شامل سرعت، اندازه، دوام، گستره جغرافیایی و قطعیت اثر است) (Winzer, 2012).

ازسوی دیگر، بریار و همکاران (۲۰۱۷)^۱، در مرور نظام‌مند خود نشان می‌دهد که یکی از ضعف‌های ادبیات سنتی امنیت انرژی^۲، نبود تعریف مشترک و جامع از این مفهوم است. وی پیشنهاد می‌کند که برای تحلیل بهتر، باید تهدید، آسیب‌پذیری، و پیامدهای ناشی از آنها هم زمان در چارچوب ریسک امنیت انرژی لحاظ شود. وی بیان می‌کند که امنیت انرژی ایستا نیست؛ بلکه یک وضعیت پویای پر ریسک است که با تغییر در عرضه و تقاضای جهانی، سیاست‌های داخلی و چالش‌های زیست‌محیطی دائماً دگرگون می‌شود.

در طول زمان، مفهوم ریسک امنیت انرژی فراتر از نگرانی‌های پیرامون تأمین نفت گسترش یافته است؛ و شامل دسترسی و مقرون به صرفه بودن انرژی‌های مدرن و تأثیر آنها بر شدت کربن نیز شده است (Kumar, 2016; Malik et al., 2020). این ریسک به مسائلی مانند اختلال در عرضه انرژی ناشی از شوک‌های جهانی، بلایای طبیعی^۳، آسیب‌پذیری‌های اقلیمی، جنگ‌ها و بحران‌های مالی مرتبط است و به همین دلیل به عنوان متغیری کلیدی در سیاست‌گذاری کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مطرح می‌شود (Ibrahim & Musaheb, 2021). به طور کلی، ریسک امنیت انرژی باید ابعاد مختلف شدت انرژی و شدت کربن که دو شاخص مهم کارایی انرژی محسوب می‌شوند، را در نظر بگیرد تا بتواند تأثیر نوآوری‌ها را بر شکل‌دهی چشم‌انداز آینده انرژی و محیط زیست به طور جامع بررسی کند (Cherp & Jewell, 2014).

شدت انرژی^۴ بالا بیانگر آن است که برای تولید یک واحد محصول ناخالص داخلی، میزان زیادی انرژی مصرف می‌شود. چنین وضعیتی علاوه بر ناکارایی اقتصادی، وابستگی کشور به منابع انرژی داخلی یا خارجی را افزایش می‌دهد و در نتیجه ریسک امنیت انرژی را در دو بعد دسترسی‌پذیری و مقرون به صرفگی، تشدید می‌کند. به بیان دیگر، هر چه شدت انرژی بیشتر باشد، فشار بر منابع انرژی و نیاز به واردات افزایش یافته و هزینه‌های تولید و مصرف‌کننده نهایی نیز بالاتر می‌رود که خود تهدیدی برای امنیت انرژی محسوب می‌شود. ازسوی دیگر، شدت کربن^۵ نشان‌دهنده میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای^۶ در فرایند تولید و مصرف انرژی مربوط می‌شود. شدت کربن بالا می‌تواند کشور را در معرض فشارهای بین‌المللی برای کاهش انتشار، اعمال مالیات یا تعرفه کربنی و نیز محدودیت‌های زیست‌محیطی قرار دهد. همچنین، شدت بالای انتشارها هزینه‌های گذار به انرژی‌های پاک و فناوری‌های کم‌کربن را افزایش داده و پایداری بلندمدت را نیز بالا می‌برد (Yao & Chang, 2014).

باتوجه به اینکه ریسک امنیت انرژی شامل وقوع اختلال در تأمین انرژی و شدت پیامدهای آن در اقتصادها است. افزایش میزان ریسک امنیت انرژی باعث می‌شود که کشورها به کارایی بالاتر و تنوع منابع انرژی روی بیاورند که می‌تواند شدت انرژی را کاهش دهد. ازسوی دیگر، ریسک بالای امنیت انرژی ممکن است موجب افزایش استفاده از سوخت‌های فسیلی داخلی و ذخایر انرژی ارزان شود که منجر به افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن می‌شود (Breyer et al., 2018).

-
1. Breyer et al. (2018)
 2. Energy Security
 3. Natural Disaster
 4. Energy Intensity
 5. Carbon Intensity
 6. Greenhouse gas

پیچیدگی اقتصادی نقش مهمی در توسعه محصولات سبز و فناورانه ایفا می‌کند که برای رشد پایدار اقتصادی ضروری است. این مفهوم بازتابی از توانایی یک اقتصاد در تولید طیف گسترده و متنوعی از کالاها و خدمات است که نه تنها الگوهای اقتصادی بلکه الگوهای مصرف انرژی را شکل می‌دهد و در نهایت بر محیط‌زیست تأثیر می‌گذارد (Bhatt & Chavda, 2025). پیچیدگی اقتصادی نشان می‌دهد که یک کشور چه محصولاتی را می‌تواند تولید کند و چگونه می‌تواند از دانش موجود برای بهبود فرایند تولید بهره ببرد. این پیچیدگی با عوامل متعددی مانند دانش تولیدی، ترکیب ابزارها و مواد، الگوریتم‌ها، متون راهنما و توانایی‌های شناختی انسان‌ها مرتبط است. مدل توسعه‌یافته هیدالگو و هاوسمن (۲۰۰۹)^۱، نیز بر اساس الگوی صادرات کشورها به بررسی سطح پیچیدگی محصولات صادراتی می‌پردازد تا میزان توسعه پیچیدگی اقتصادی را تعیین کند (Balland et al., 2022).

تولید محصولات نیازمند مصرف انرژی است؛ بنابراین کشورها باید دانش تولیدی خود را بهینه‌سازی کنند تا شدت مصرف انرژی کاهش یابد و بهره‌وری انرژی افزایش پیدا کند. با این حال، در بسیاری از کشورها، نوآوری‌های فناوری باعث گسترش تولید و افزایش مصرف انرژی شده است (Boleti et al., 2021). چو و هونگ (۲۰۲۰)، معتقدند که پیچیدگی اقتصادی به پرسش مهمی پاسخ می‌دهد؛ این که یک کشور به طور مؤثر قادر به تولید چه محصولاتی است؟ پیچیدگی اقتصادی را می‌توان به مثابه شمشیر دو لبه‌ای به صورت یک روی مثبت و یک روی منفی دانست. از یک سو، کشورهایی که پیچیدگی اقتصادی بالایی دارند معمولاً از سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و نهادهای قوی برخوردارند که می‌توانند محصولات پیشرفته و فناوری‌های بهینه در مصرف انرژی را تولید کنند. در این کشورها فرایند تحقیق و توسعه گسترده موجب افزایش تنوع تولیدات و ارتقای بهره‌وری انرژی می‌شود (Kazemzadeh et al., 2023). از سوی دیگر، افزایش پیچیدگی اقتصادی می‌تواند به رشد سریع اقتصادی و افزایش تولید منجر شود که در پی آن تقاضای انرژی بالا می‌رود. این موضوع در صورت عدم دسترسی کافی به منابع انرژی تجدیدپذیر، می‌تواند وابستگی به سوخت‌های فسیلی را افزایش داده و روند گذار به انرژی‌های پاک را تهدید کند (Kazemzadeh et al., 2023).

برای تمرکز بر تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر شدت انرژی، پیشنهاد شده که رابطه‌ای به صورت U وارونه میان آنها برقرار است که تحت تأثیر اثرات مقیاسی، ساختاری و فناورانه قرار می‌گیرد. در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، به دلیل فرایندهای صنعتی‌سازی ناکارآمد، انتظار می‌رود شدت انرژی با افزایش پیچیدگی اقتصادی نیز افزایش یابد. در این مرحله فناوری‌های توسعه‌نیافته و در حال توسعه به مصرف انرژی بالا منجر شده و پیامدهای زیست محیطی اغلب نادیده گرفته می‌شود؛ این شرایط موجب شکل‌گیری اثر مقیاس و افزایش محسوس شدت انرژی می‌گردد (Zafar et al., 2019). با پیشرفت رشد اقتصادی و تغییر ساختار اقتصاد (اثر ساختاری)؛ دانش بیشتر و پیشرفت‌های فناورانه و اقتصادی منجر به فعالیت‌های پاک‌تر و کاهش شدت انرژی می‌شود (Cole, 2006). در سطوح بالای درآمد، فناوری‌های توسعه‌نیافته جایگزین فناوری‌های پیشرفته می‌شوند؛ این تغییر که به اثر فناورانه معروف است، به افزایش بهره‌وری، کارایی انرژی و صرفه‌جویی در مصرف انرژی منجر شده و در نهایت شدت انرژی را کاهش می‌دهد (Bano et al., 2018).

1. Hidalgo & Hausmann (2009)

باتوجه به اینکه پیچیدگی اقتصادی تنوع و پیچیدگی محصولات تولیدی یک کشور را نشان می‌دهد، معمولاً با بهره‌وری بالای انرژی و استفاده کارتر از منابع همراه است. اقتصادهای پیچیده‌تر غالباً فناوری‌های پیشرفته و فرایندهای تولید بهینه دارند که شدت انرژی را کاهش می‌دهند. با این حال، اگر این تولید پیچیده مبتنی بر سوخته‌ای فسیلی باشد، ممکن است انتشار دی‌اکسیدکربن را افزایش دهد (Hidalgo et al., 2009). از طرفی استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و افزایش سهم این انرژی‌ها می‌تواند موجب کاهش شدت انرژی و انتشار کربن شود. این منابع جایگزین سوخت‌های فسیلی شده و بهره‌وری انرژی را افزایش می‌دهند و موجب کاهش اثرات زیست‌محیطی می‌شوند (IEA, 2021).

باز بودن تجارت نیز می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر شدت انرژی و انتشار کربن داشته باشد. از یک سو، دسترسی به فناوری‌های پیشرفته و منابع انرژی کارتر می‌تواند منجر به کاهش شدت انرژی شود و از سوی دیگر، تجارت ممکن است به انتقال صنایع پر مصرف انرژی و انتشار بالای کربن منجر شود، بنابراین باز بودن تجارت بر انتشار کربن می‌تواند دوگانه باشد و به شرایط خاص هر کشور بستگی دارد (Frankel et al., 1999). تولید ناخالص داخلی معمولاً با افزایش مصرف انرژی و در نتیجه افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن همراه است، اما در سطوح بالاتر توسعه اقتصادی، ممکن است به دلیل استفاده از فناوری‌های کارتر و بهبود کارایی انرژی، و انتشار کربن کاهش یابد که نشان‌دهنده وجود یک رابطه پیچیده بین رشد اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای است و به شرایط خاص هر کشور و سیاست‌های اتخاذی بستگی دارد (Stern, 2007).

۲-۲. پیشینه پژوهش

حاکمی و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پنلی (PSTR)^۱ در کشورهای منتخب صادرکننده نفت طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۹ پرداختند. نتایج نشان داد که شاخص پیچیدگی اقتصادی تأثیر منفی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای دارد.

امینی و همکاران (۱۴۰۱)، در مطالعه‌ای مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و ریسک امنیت انرژی را در بازه زمانی ۱۳۵۹-۱۴۰۰ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR)^۲ برای کشور ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیری مثبت و افزایشی بر ریسک امنیت انرژی دارد. همچنین یکی از دلایل افزایش روند صعودی شاخص ریسک انرژی ایران مصرف فزاینده انرژی‌های تجدیدناپذیر است.

ذبیحی و همکاران (۱۴۰۲)، اثر ریسک امنیت انرژی را در بازه زمانی ۱۹۹۱-۲۰۲۱ با استفاده از رگرسیون کوانتیل برای کشور ایران بررسی می‌کنند. نتایج حاکی از آن است که شاخص ریسک امنیت انرژی موجب کاهش ثبات اقتصادی می‌شود. همچنین نتایج حاصله اهمیت همکاری‌های بین‌المللی برای توسعه یک سیستم انرژی پایدارتر که موجب افزایش امنیت تأمین انرژی و ثبات اقتصادی می‌شود را بیش‌ازپیش نمایان می‌کند.

1. Panel Gentle Transmission Regression (PSTR)

2. Vector Autoregression

محمدی و همکاران (۱۴۰۲)، در مطالعه‌ای به بررسی پیچیدگی‌های اقتصادی و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای در حال توسعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)^۱ در بازه زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که پیچیدگی اقتصادی تأثیری منفی و معناداری بر انتشار کربن دارد و همچنین متغیرهایی مانند باز بودن تجارت، و شدت انرژی موجب افزایش انتشار کربن می‌شوند.

سلیمی و همکاران (۱۴۰۲)، در مطالعه‌ای برای ایران به بررسی تأثیر پیچیدگی‌های اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۴۰۰ با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)^۲ پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که در بلندمدت پیچیدگی اقتصادی موجب افزایش انرژی تجدیدپذیر در ایران می‌شود. همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی و نرخ شهرنشینی موجب افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران می‌شود در حالی که انتشار سرانه دی‌اکسید کربن مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را کاهش می‌دهد.

سالاروند و همکاران (۱۴۰۴)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی و ریسک‌های بین‌المللی بر توسعه پایدار در ۴۷ کشور نوظهور با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پنلی (PSTR) طی بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۱ پرداختند. نتایج پژوهش نشان داد که ارتباط منفی و معناداری میان پیچیدگی اقتصادی و توسعه پایدار در رژیم اول و قبل از حد آستانه و ارتباط مثبت و معناداری میان پیچیدگی اقتصادی و توسعه پایدار در رژیم دوم و بعد از حد آستانه وجود دارد. همچنین میان ریسک مالی و توسعه پایدار در رژیم اول و قبل از حد آستانه پیچیدگی اقتصادی ارتباط مثبت و معناداری و در رژیم دوم ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. از طرفی اثر ریسک اقتصادی و سیاسی بر توسعه پایدار در رژیم اول منفی و در رژیم دوم مثبت و معنادار است.

آزگالیوا و همکاران (۲۰۲۰)^۳، در مطالعه کشورهای سازمان توسعه و همکاری اقتصادی^۴ در بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۶ با استفاده از روش میانگین گروهی اثرات همبسته مشترک نشان دادند که یک رابطه منفی و معنادار بین تولید ناخالص داخلی با قیمت انرژی کل اقتصاد و شدت کربن وجود دارد.

فنگ و همکاران (۲۰۲۱)^۵، در مطالعه ۲۵ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در بازه زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۸ با استفاده از روش پنل نشان می‌دهند که قیمت انرژی و پیچیدگی اقتصادی تأثیری منفی بر تقاضای انرژی دارد.

آلمزرو و همکاران (۲۰۲۱)^۶، در مطالعه ۱۸ کشور منتخب در بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ نشان دادند که ریسک امنیت انرژی با مصرف بالای سوخت‌های فسیلی و وابستگی به واردات انرژی رابطه‌ای مستقیم دارد. این مطالعه همچنین اهمیت زیرساخت‌های انرژی تجدیدپذیر را برای دستیابی به پایداری زیست‌محیطی و افزایش بهره‌وری انرژی در آفریقا مطرح می‌کند.

1. Generalized Method of Moments (GMM)

2. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

3. Azhgaliyeva et al. (2020)

4. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

5. Fang et al. (2021)

6. Alemzero et al. (2021)

سری و فرناندز (۲۰۲۱)^۱، در مطالعه ۲۱ کشور آمریکای لاتین در بازه زمانی ۱۹۶۰-۲۰۱۷ با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان دادند که در برخی کشورها، منحنی کوزنتس معکوس معتبر است؛ یعنی پس از رسیدن به سطح مشخصی از درآمد سرانه، رشد تولید ناخالص داخلی موجب کاهش انتشار کربن می‌شود.

علی و همکاران (۲۰۲۲)^۲، در مطالعه‌ای برای کشور چین در بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۹ با استفاده از تکنیک خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و مدل اصلاح خطای نامحدود^۳ نشان دادند که سرمایه‌گذاری مداوم در منابع انرژی تجدیدپذیر، نوآوری در آن و بهبود بهره‌وری انرژی موجب کاهش انتشار کربن می‌شود.

لی و وانگ (۲۰۲۲)^۴، در مطالعه خود که ۲۰ کشور در حال توسعه و ۳۰ کشور توسعه‌یافته را در بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۸ با استفاده از تکنیک‌های سنجی مورد بررسی قرار دادند، عنوان کردند که توسعه سرمایه انسانی موجب بهبود امنیت انرژی می‌شود، در حالی که پیشرفت فناوری و اطلاعات و ارتباطات، تأثیری منفی بر آن دارد. دوگان و همکاران (۲۰۲۲)^۵، در مطالعه‌ای کشورهای جی ۷ و ای ۷ را در بازه زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۷ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)^۶ و رگرسیون همگرایی کانونی (CCR)^۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که پیچیدگی اقتصادی در بلندمدت اگر همراه با نوآوری زیست محیطی باشد می‌تواند شدت انرژی و شدت کربن را کاهش و به توسعه اقتصادی کمک کنند.

پین و همکاران (۲۰۲۳)^۸، در مطالعه‌ای تأثیر پیچیدگی اقتصادی و ریسک امنیت انرژی را بر بهره‌وری انرژی، بر روی ۲۵ کشور و با استفاده از روش کوانتیل^۹ پنبلی بررسی کردند. نتایج حاکی از آن است که افزایش پیچیدگی اقتصادی از طریق کاهش شدت انرژی و شدت کربن موجب افزایش بهره‌وری می‌شود و همچنین در مقابل، افزایش ریسک امنیت انرژی شدت انرژی را افزایش می‌دهد.

لیو و همکاران (۲۰۲۳)^{۱۰}، در مطالعه‌ای کشور چین را در بازه زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹ با استفاده از داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار دادند و نتایج نشان داد که مصرف انرژی تجدیدپذیر می‌تواند شدت کربن و انتشار کربن را به طور قابل توجهی کاهش دهد.

بروزان (۲۰۲۴)^{۱۱}، در مطالعه خود کشورهای اتحادیه اروپا را در بازه زمانی ۱۹۹۰-۲۰۲۱ مورد بررسی قرار داد. نتایج حاصل از تخمین گر گروه میانگین افزوده و تخمین گر گروه اثرات همبسته مشترک پویای جدید نشان داد که ریسک امنیت انرژی موجب افزایش انتشار دی‌اکسید کربن در بلندمدت می‌شود.

-
1. Seri & Fernandez (2021)
 2. Ali et al. (2022)
 3. Uvcn
 4. Lee & Wang (2022)
 5. Dogan et al. (2022)
 6. Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)
 7. Canonical Cointegrating Regression (CCR)
 8. Payne et al. (2023)
 9. Quantile Regression
 10. Liu et al. (2023)
 11. Borozaan (2024)

بات و چاودا (۲۰۲۵)^۱، در مطالعه خود کشور هند را در بازه زمانی ۱۹۹۵-۲۰۲۱ با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که افزایش پیچیدگی‌های اقتصادی باعث کاهش اثرات زیست‌محیطی در بلندمدت می‌شود و شدت انرژی یکی از عوامل تخریب محیط است؛ بنابراین افزایش پیچیدگی اقتصادی به طور غیرمستقیم شدت انرژی را کاهش می‌دهد.

آیدین و همکاران (۲۰۲۵)^۲، در پژوهشی در ایالات متحده آمریکا در دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۹ با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نشان می‌دهند که ریسک امنیت انرژی، شدت انرژی را کاهش می‌دهد در حالی که منابع طبیعی و رشد اقتصادی آن را افزایش می‌دهند.

۲-۳. نوآوری پژوهش

آنچه در این پژوهش مورد مطالعه قرار گرفته است، بررسی هم‌زمان تأثیر پیچیدگی اقتصادی و ریسک امنیت انرژی بر کارایی انرژی در ایران است. موضوعی که تاکنون در ادبیات داخلی و بین‌الملل کمتر مورد توجه قرار گرفته است. باتوجه به پژوهش‌های قبلی که عمدتاً به بررسی تأثیر متغیرهایی مانند رشد اقتصادی و مصرف انرژی پرداخته‌اند، این تحقیق با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS)، رابطه بلندمدت میان متغیرهای ساختاری و انرژی محور را در بستری متفاوت مورد ارزیابی قرار می‌دهد. بسیاری از پژوهش‌های مشابه در کشورهای سازمان توسعه و همکاری اقتصادی انجام شده است؛ اما در این مطالعه با تمرکز بر کشور ایران به‌عنوان نمونه‌ای با ویژگی‌های منحصر به فرد در زمینه اقتصاد انرژی، ارزش سیاست‌گذاری و کاربردی مطالعه را افزایش داده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

هدف از این پژوهش تأثیر پیچیدگی‌های اقتصادی و ریسک امنیت انرژی بر کارایی انرژی در کشور ایران با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده طی دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۴۰۲ (۱۹۹۵-۲۰۲۳) است. از این روش جهت برآورد روابط بلندمدت بین متغیرهای هم‌انباشته استفاده می‌شود. این روش نخستین بار توسط فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) معرفی و به‌گونه‌ای طراحی شده است که تورش ناشی از هم‌انباشتگی و همچنین ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی جملات خطا را اصلاح می‌کند. در تخمین روابط بلندمدت، روش حداقل مربعات معمولی دچار سوگیری می‌شود، زیرا متغیرهای هم‌انباشته غالباً با جملات خطا همبسته‌اند. این روش با اعمال اصلاحات نیمه پارامتریک در ضرایب، مشکل را برطرف کرده و برآوردهای سازگار و کارای آماری ارائه می‌دهد. این روش یک روش ناپارامتریک است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل و تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی با وجود ضریب ثابت، به‌منظور تصحیح خودهمبستگی سریالی را مورد محاسبه قرار می‌دهد و تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی را به‌صورت ناپارامتریکی تصحیح می‌کند. سیستم هم‌انباشتگی به‌صورت روابط ۱ و ۲ نشان داده می‌شود.

1. Bhatt & Chavda (2025)

2. Aydin et al. (2025)

$$y_{it} = \beta_0 + X_{it}\beta_1 + \vartheta_{it} \quad (1)$$

$$x_{it} = X_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

در اینجا روند بردار خطا $\xi_{it} = (\vartheta_{it}, \varepsilon_{it})$ یک روند ایستا است باتوجه به ماتریس کوواریانس که توسط Ω_i نشان داده می‌شود (Philips & Hansen, 1990).

جهت دستیابی به هدف پژوهش، از عوامل تعیین‌کننده کارایی انرژی که توسط فیلیپوویچو همکاران (۲۰۱۵)^۱ و پاراماتی و همکاران (۲۰۲۲)^۲ ارائه شده، استفاده شده است. در این مطالعه، در خصوص عوامل تعیین‌کننده کارایی انرژی (EFF)، علاوه بر عوامل سنتی مانند انرژی تجدیدپذیر (REN)، تجارت بین‌الملل (OPE) و تولید ناخالص داخلی (GDP)، دو متغیر جدید پیچیدگی اقتصادی (ECI) و ریسک امنیت انرژی (ESR) نیز وارد مدل شده است. اگرچه این دو عامل به‌عنوان عوامل بالقوه اثرگذار بر کارایی انرژی در نظر گرفته می‌شوند، اما شواهد تجربی در مورد تأثیر آنها تاکنون محدود بوده است؛ بنابراین، باتوجه به ادبیات موجود، مدل تجربی به‌صورت رابطه (۳) ارائه شده است.

$$EFF = f(ECI, ESR, REN, OPE, GDP) \quad (3)$$

جدول ۱: تعریف و منبع متغیرهای پژوهش

منبع	تعریف	نماد	متغیر
WDI ⁴	سطح شدت انرژی انرژی اولیه ^۳ ، نسبت بین عرضه انرژی و تولید ناخالص داخلی است که بر اساس برابری قدرت خرید اندازه‌گیری می‌شود. شدت انرژی نشانه‌ای از میزان انرژی مورد استفاده برای تولید یک واحد خروجی اقتصادی است. نسبت پایین‌تر نشان می‌دهد که انرژی کمتری برای تولید یک واحد خروجی استفاده می‌شود.	ENE	کارایی انرژی
WDI	شدت دی‌اکسیدکربن (کیلوگرم به‌ازای مصرف انرژی معادل نفت خام): انتشار دی‌اکسیدکربن ناشی از مصرف سوخت جامد عمدتاً به انتشار گازهای ناشی از استفاده از زغال سنگ به عنوان منبع انرژی اشاره دارد.	CO2	کارایی انرژی
Harvsrd CID	این شاخص بر اساس تنوع و فراگیری کالاهای تولید شده در یک کشور ساخته می‌شود.	ECI	پیچیدگی اقتصادی
Business Monitor index ⁵	این شاخص با مقایسه آسیب‌پذیری کشورها در برابر نوسانات جهانی انرژی، میزان ریسک انرژی را می‌سنجد و مشخص می‌کند که هر چه امتیاز شاخص پایین‌تر باشد ریسک امنیت انرژی کمتر و هر چه بالاتر باشد، ریسک امنیت انرژی بیشتر است.	ESR	ریسک امنیت انرژی
WDI	مصرف انرژی تجدیدپذیر (درصدی از مصرف نهایی کل انرژی)	REN	مصرف انرژی تجدیدپذیر
WDI	درجه باز بودن تجاری (مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات، درصدی از تولید ناخالص داخلی)	OPE	درجه باز بودن تجاری
WDI	تولید ناخالص داخلی (برحسب دلار ثابت آمریکا ۲۰۱۵)	GDP	تولید ناخالص داخلی

1. Filipovich et al. (2015)

2. Paramati et al. (2022)

3. Energy intensity level of primary energy (MJ/\$2017 PPP GDP)

4. World Development Indicators

5. BMI Country Risk And Industry Research

در این مطالعه، برای تصریح مدل باتوجه به مطالعه پین و همکاران (۲۰۲۳) از دو شاخص شدت انرژی و شدت کربن به عنوان جانشین‌های کارایی انرژی استفاده می‌کند. شاخص اول، میزان انرژی اولیه مصرف شده برای تولید یک واحد محصول را اندازه‌گیری می‌کند. در حالی که شاخص دوم نشان‌دهنده میزان انتشار کربن به ازای مصرف انرژی است؛ بنابراین، معادله (۳) به صورت معادلات (۴) و (۵) تبدیل شده است.

$$ENE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ECI_{it} + \alpha_2 ESR_{it} + \alpha_3 REN_{it} + \alpha_4 OPE_{it} + \alpha_5 GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$CO_{2it} = \gamma_0 + \gamma_1 ECI_{it} + \gamma_2 ESR_{it} + \gamma_3 REN_{it} + \gamma_4 OPE_{it} + \gamma_5 GDP_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

در این مطالعه تمامی متغیرها از سایت بانک جهانی و متغیر پیچیدگی اقتصادی از سایت اطلس پیچیدگی اقتصادی که توسط مرکز توسعه بین‌المللی دانشگاه هاروارد محاسبه می‌شود، و متغیر ریسک امنیت انرژی از مؤسسه تحلیل و تحقیق اقتصادی و مالی استخراج شده است. همچنین از تمامی متغیرها به غیر از شاخص پیچیدگی اقتصادی لگاریتم گرفته شده است. متغیرها و منابع داده‌های پژوهش در جدول (۱) تعریف شده است.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی

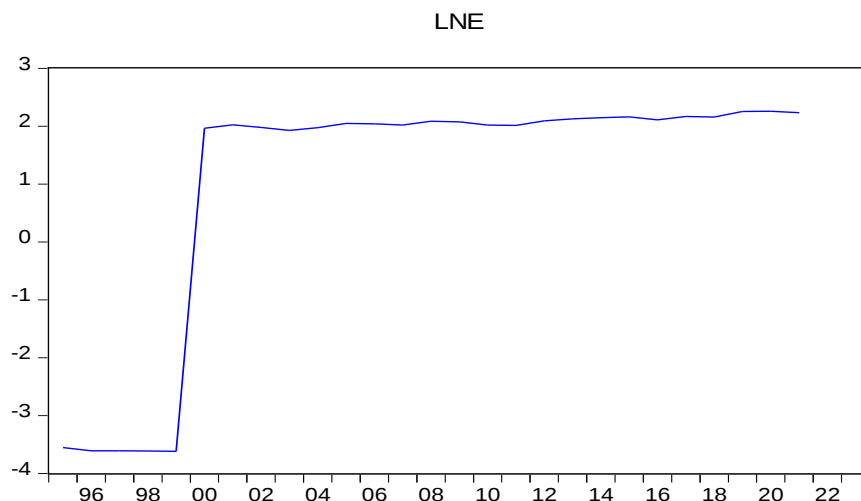
یافته‌های توصیفی داده‌های مورد مطالعه در جدول (۲) گزارش شده است. باتوجه به نتایج، میانگین انتشار کربن حدود ۵/۰۶ میلیون تن در سال بوده و انحراف معیار آن ۱/۴۳ است که نشان‌دهنده معیاری نسبتاً بالا و نوسانات شدیدی در انتشار کربن در این دوره است. میانگین پیچیدگی اقتصادی در ایران ۰/۶۸- است که از نظر پیچیدگی تولیدی در رده پایین‌تری نسبت به میانگین جهانی قرار دارد. حداقل آن برابر با ۱/۳۲- و حداکثر امتیاز پیچیدگی برابر با ۰/۱۹- است. میانگین ریسک امنیت انرژی برابر ۱۴۷۰ واحد است. حداقل آن برابر با ۱۱۴۲/۹۶ و حداکثر آن برابر با ۱۷۵۵/۰۳ برآورد است که نشان‌دهنده این است که امنیت انرژی ایران به مرور در حال افزایش بوده است. میانگین تولید ناخالص داخلی ۴۶۶۳ میلیارد دلار برحسب قدرت خرید است. بیشترین مقدار ۵۳۸۱ و کمترین مقدار برابر ۳۴۹۲، یعنی در طول دوره رشد قابل توجهی داشته است. میانگین مصرف انرژی تجدیدپذیر ۰/۹۰ است. حداقل آن برابر با ۶۰/۲۳ و حداکثر آن برابر با ۷۶/۳۷ است که نشان‌دهنده این است که ایران سهم بسیار کمی از انرژی تجدیدپذیر دارد. میانگین درجه باز بودن اقتصاد ۵/۶۹ است که حداقل آن برابر با ۳/۴۹ و حداکثر آن برابر با ۸/۰۵ است.

شکل (۱) نمودار روند شدت انرژی طی دوره مطالعه در ایران را تصویر کرده است. شدت انرژی در ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۳ روندی پرنوسان اما عمدتاً صعودی داشته است. در اواخر ۱۹۹۸ یک جهش قابل توجه مشاهده می‌شود که پس از آن، شاخص در سطحی بالاتر تثبیت شده است. این وضعیت نشان می‌دهد که مصرف انرژی برای تولید هر واحد محصول یا درآمد در اقتصاد ایران نسبت به ابتدای دوره به شدت افزایش یافته و به عبارتی، بهره‌وری انرژی در سطح پایینی قرار داشته است. در سال‌های پایانی شدت انرژی همچنان در سطح بالایی باقی مانده است که بیانگر استمرار اتکای اقتصاد ایران به مصرف انرژی فسیلی و عدم بهبود محسوس کارایی انرژی است.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرها

متغیر	نماد	میانگین	میان	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	مشاهدات
شدت دی‌اکسیدکربن	CO2	۵/۰۶	۵/۲۳	۷/۱۰	۲/۶۷	۱/۴۳	۲۷
سطح شدت اولیه انرژی	ENE	۶/۵۸	۷/۶۹	۹/۵۴	۰/۰۲۶	۲۷۶/۵	۲۷
پیچیدگی اقتصادی	ECI	-۰/۶۸	-۰/۷۵	-۰/۱۹۰	-۱/۳۲	۲/۶۱	۲۷
ریسک امنیت انرژی	ESR	۱۴۷۰/۱۴	۱۴۹۵/۹	۱۷۵۵/۰۳	۱۱۴۲/۹۶	۹۳۳۸۸۷۸	۲۷
مصرف انرژی تجدیدپذیر	REN	۰/۹۰	۰/۹۰	۷۶/۳۷	۶۰/۲۳	۱/۳۸	۲۷
درجه باز بودن تجاری	OPE	۵/۶۹	۵/۳۴	۸/۰۵	۳/۴۹	۵/۳۱	۲۷
تولید ناخالص داخلی	GDP	۴۶۶۳/۹	۴۹۵۲/۷	۵۳۸۱/۱۸	۳۴۹۲/۱۷	۱۰۲۵۷۲۱۷	۲۷

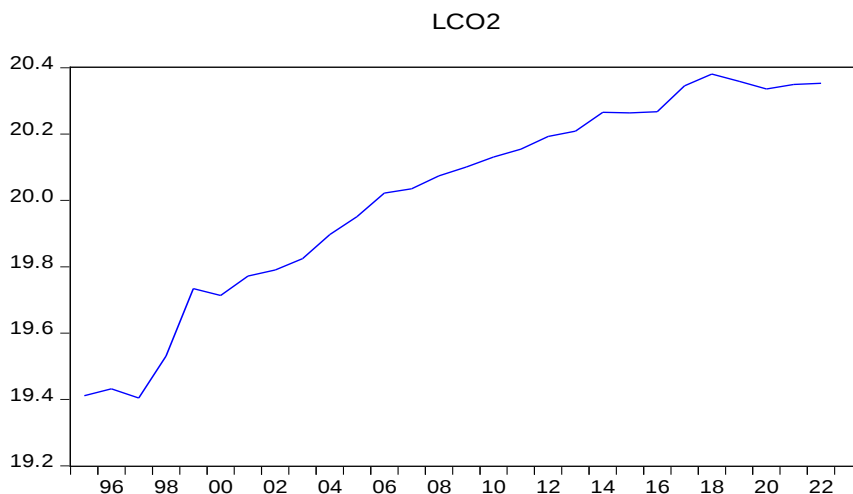
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۱: نمودار روند شاخص شدت انرژی طی دوره مطالعه در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

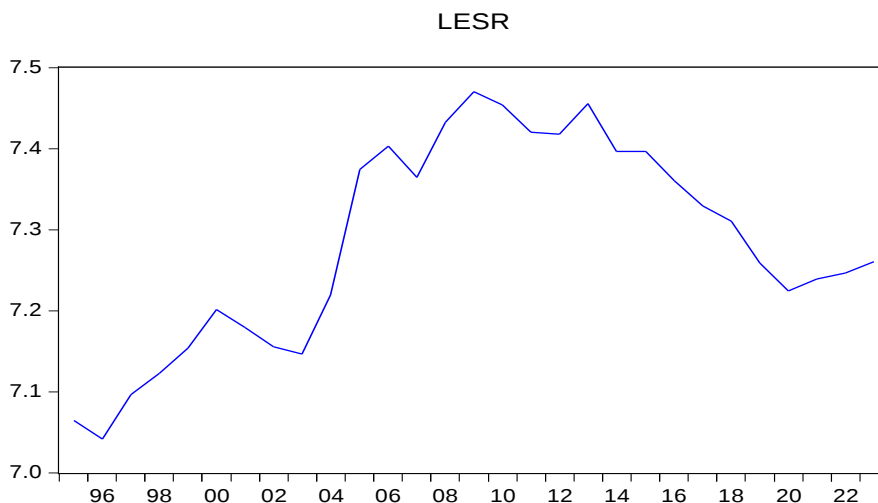
روند انتشار کربن در ایران طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۲۳ در نمودار شکل (۲) نشان‌دهنده یک مسیر عمدتاً صعودی است. در سال‌های ابتدایی سطح انتشار پایین‌تر بوده، اما با رشد اقتصادی مبتنی بر مصرف بالای انرژی‌های فسیلی و افزایش تقاضای داخلی، این شاخص به‌مرور روندی افزایشی را تجربه کرده است. در دهه ۲۰۰۰ به‌ویژه حوالی ۲۰۱۰، شتاب رشد انتشار کربن بیشتر شده که می‌تواند به دلیل توسعه صنایع انرژی بر، یارانه‌های سوخت‌های فسیلی و گسترش شهرنشینی باشد. هرچند در برخی سال‌ها نوساناتی مشاهده می‌شود، اما کلیت مسیر نشان‌دهنده این است که کشور در طول زمان با افزایش انتشار کربن مواجه بوده است. این روند هم‌راستا با شدت وابستگی به انرژی‌های فسیلی است و نشان می‌دهد که ساختار تولیدی و مصرفی ایران همچنان بر منابع پر کربن متکی است. ازسوی دیگر، سرعت پایین توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر و محدودیت‌های فناورانه سبب شده‌اند که مسیر انتشار کربن روندی کاهشی نداشته باشد.



شکل ۲: نمودار روند شاخص شدت کربن طی دوره مطالعه در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

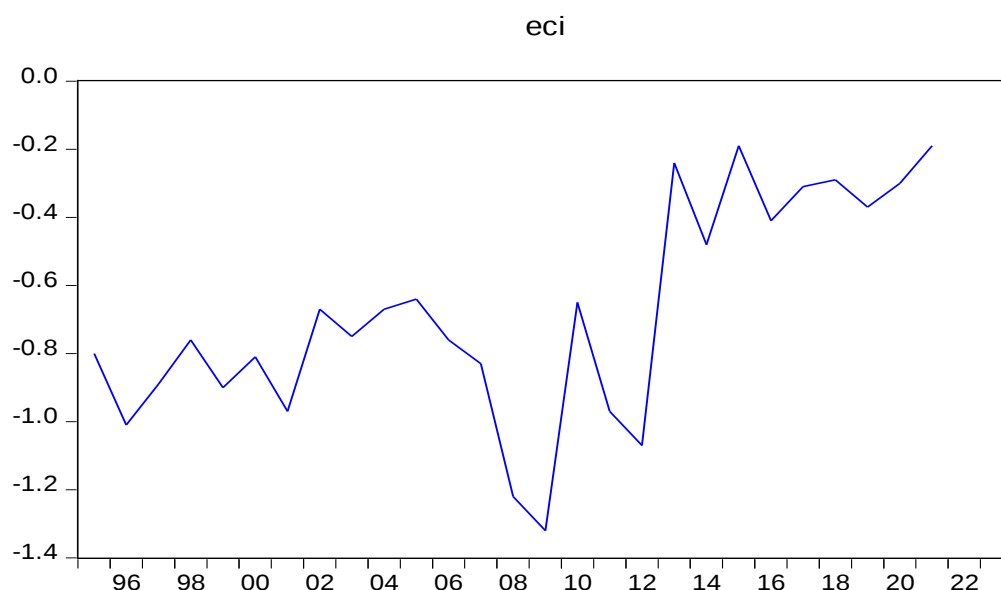
شکل (۳) نمودار روند شاخص ریسک امنیت انرژی را نشان می‌دهد. بر اساس نمودار روند شاخص ریسک امنیت انرژی طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۲۳، مشاهده می‌شود که مقدار این شاخص در ابتدای دوره در سطح پایین‌تری قرار داشته و سپس تا حدود سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۲ روندی افزایشی را تجربه کرده است. افزایش این شاخص در این سال‌ها نشان‌دهنده تشدید ریسک و شکنندگی در عرضه انرژی کشور است؛ به بیانی دیگر، مقدار بالاتر شاخص به معنای کاهش امنیت انرژی است. پس از این دوره، شاخص روندی نزولی به خود گرفته و در سال‌های پایانی دوباره به سمت افزایش خفیف حرکت کرده است. این نوسانات نشان می‌دهد که در سال‌هایی که ریسک امنیت انرژی افزایش یافته، فشار بیشتری بر سیاست‌گذاری و مصرف انرژی کشور وارد شده است. همین مسئله باعث می‌شود شدت انرژی (به‌عنوان شاخص کارایی) تحت تأثیر قرار گیرد و کاهش یابد.



شکل ۳: نمودار روند شاخص ریسک امنیت انرژی طی دوره مطالعه در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی روند شاخص پیچیدگی اقتصادی ایران طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۲۳ در نمودار شکل (۳) نشان می‌دهد که این شاخص در بیشتر سال‌ها مقادیری منفی داشته و بیانگر ساختار اقتصادی مبتنی بر کالاهای اولیه و صنایع کم پیچیدگی است. طی سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ این شاخص افت محسوسی را تجربه کرده است که این امر ممکن است ناشی از محدودیت‌های تجاری و تحریم‌های اقتصادی باشد. از سال ۲۰۱۳ به بعد روند شاخص روبه‌بهبود بوده و در برخی سال‌ها به آستانه صفر نزدیک شده است. این امر نشان‌دهنده حرکت تدریجی اقتصاد به سمت تنوع بیشتر و افزایش سهم صنایع نسبتاً پیچیده‌تر است، هر چند همچنان فاصله قابل توجهی با کشورهای دارای ساختار تولید پیشرفته وجود دارد.



شکل ۴: نمودار روند شاخص پیچیدگی اقتصادی طی دوره مطالعه در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۴. آزمون ریشه واحد (مانایی)

یکی از مهم‌ترین پیش‌شرط‌ها در تحلیل‌های اقتصادسنجی سری زمانی، بررسی مانایی متغیرهای پژوهش است. یک سری زمانی، زمانی مانا تلقی می‌شود که میانگین، واریانس و کوواریانس آن در طول زمان ثبات و مستقل از زمان باشد. عدم مانایی داده‌ها می‌تواند منجر به رگرسیون کاذب شود. در این مطالعه جهت بررسی آزمون مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. به‌منظور اطمینان از صحت نتایج، آزمون‌های مانایی هم در سطح و هم در تفاضل مرتبه اول برای تمامی متغیرها اجرا شده است. نتایج این آزمون در جدول (۳) آورده شده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح رد نشده به عبارت دیگر متغیرها در سطح مانا نیستند. در نتیجه نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که تمامی متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا هستند و فرضیه صفر (وجود ریشه واحد) برای تمام متغیرها در سطح ۱ درصد رد شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	ADF در سطح	ADF در تفاضل مرتبه اول	مقادیر بحرانی در سطوح			مرتبه مانایی	وضعیت
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد		
سطح شدت اولیه انرژی	-۲/۱۵	-۳/۵۰	-۳/۳۷	-۲/۹۹	-۲/۶۳	I(1)	عرض از مبدأ
شدت دی‌اکسیدکربن	-۲/۱۶	-۴/۵۷	-۳/۷۱	-۲/۹۸	-۲/۶۲	I(1)	عرض از مبدأ
پیچیدگی اقتصادی	-۲/۶۶	-۷/۵۱	-۳/۷۲	-۲/۹۸	-۲/۶۳	I(1)	عرض از مبدأ
ریسک امنیت انرژی	-۲/۲۵	-۳/۷۷	-۳/۶۹	-۲/۹۷	-۲/۶۲	I(1)	عرض از مبدأ
مصرف انرژی تجدیدپذیر	-۲/۳۳	-۴/۶۳	-۳/۷۲	-۲/۹۸	-۲/۶۳	I(1)	عرض از مبدأ
درجه بازبودن تجارت	-۲/۱۶	-۲/۱۰	-۲/۶۵	-۱/۹۵	-۱/۶۰	I(1)	عرض از مبدأ
تولید ناخالص داخلی	-۱/۶۷	-۴/۵۸	-۳/۶۹	-۲/۹۷	-۲/۶۲	I(1)	عرض از مبدأ

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳. آزمون هم‌انباشتگی

به‌منظور تعیین بردارهای هم‌انباشتگی میان متغیرها، از آزمون جوهانسن استفاده شده است. این آزمون بر اساس دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه انجام می‌شود. آزمون اثر به طور تجمعی تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را بررسی می‌کند، درحالی‌که آماره حداکثر مقدار ویژه وجود یک بردار اضافی را در هر گام آزمون می‌کند. همچنین برای اجرای آزمون هم‌انباشتگی تعداد وقفه‌های پایه پیش از آزمون با استفاده از معیار شوارتز (SC) تعیین شد. مقادیر آزمون برای وقفه‌های ۰ تا ۲ محاسبه و کمترین مقدار آن برابر با ۲۲/۸۶- برای وقفه یک به دست آمد و به‌عنوان وقفه بهینه انتخاب شد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن در جداول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴: آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن در مدل‌های پژوهش

آزمون حداکثر مقدار ویژه (max)				آزمون ماتریس اثر (Trace)				فرضیه صفر
سطح احتمال	مقدار بحرانی	آماره (max)	مقدار ویژه	سطح احتمال	مقدار بحرانی	آزمون اثر (Trace)	مقدار ویژه	
مدل (۱) وابسته: شدت انرژی								
۰/۰۰	۴۶/۲۳	۵۶/۲۱	۰/۸۹۴	۰/۰۰	۱۲۵/۶۱	۱۷۸/۹۷	۰/۸۹۴	سطح
۰/۰۴	۴۰/۰۷	۴۰/۷۹	۰/۸۰۴	۰/۰۰	۹۵/۷۵	۱۲۲/۷۵	۰/۸۰۴	حداکثر بردار ۱
۰/۱۱	۳۳/۸۷	۳۰/۶۷	۰/۷۰۶	۰/۰۰	۶۹/۸۱	۸۱/۹۵	۰/۷۰۶	حداکثر بردار ۲
-	-	-	-	۰/۰۲	۴۷/۸۵	۵۱/۲۷	۰/۵۸۵	حداکثر بردار ۳
-	-	-	-	۰/۰۵	۲۹/۷۹	۲۹/۲۷	۰/۵۲۵	حداکثر بردار ۴
مدل (۲) وابسته: شدت کربن								
۰/۰۰	۴۰/۹۵	۴۹/۱۸	۰/۸۶۰	۰/۰۰	۱۰۳/۸۴	۱۴۷/۷۴	۰/۸۶۰	سطح
۰/۰۰	۳۴/۸۰	۴۳/۱۳	۰/۸۲۱	۰/۰۰	۷۶/۹۷	۹۸/۵۶	۰/۸۲۱	حداکثر بردار ۱
۰/۲۷	۲۸/۵۸	۲۱/۹۶	۰/۵۸۴	۰/۰۳	۵۴/۰۷	۵۵/۴۲	۰/۵۸۴	حداکثر بردار ۲
-	-	-	-	۰/۰۷	۳۵/۱۹	۳۳/۴۶	۰/۴۲۶	حداکثر بردار ۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون اثر و حداکثر مقدار آزمون هم انباشتگی جوهانسن در جداول نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۰/۹۵، فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم انباشتگی رد می‌شود. براین اساس، وجود ۱ بردار هم انباشتگی تأیید می‌شود. این امر بیان می‌کند که یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای وابسته (شدت انرژی و انتشار کربن) و سایر متغیرهای مستقل وجود دارد.

۴-۴. نتایج بر آورد مدل به روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS)

هدف از استفاده این روش در پژوهش حاضر، برآورد روابط بلندمدت میان پیچیدگی اقتصادی، ریسک امنیت انرژی و شاخص‌های کارایی انرژی است. با توجه به اینکه متغیرهای مدل نامانا در سطح و مانا در تفاضل مرتبه اول هستند و آزمون هم جمعی وجود یک رابطه بلندمدت را تأیید کرده است، لازم است از روشی استفاده شود که بتواند برآوردی سازگار و بدون تورش ارائه دهد. این روش دقیقاً برای چنین شرایطی مناسب بوده و با رفع مشکل ناهمسانی و خودهمبستگی در خطاها، می‌تواند تخمینی دقیق از ضرایب بلندمدت فراهم کند. مزیت اصلی روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) نسبت به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) آن است که مشکلات خودهمبستگی جملات اخلاص و درون‌زایی متغیرهای توضیحی را اصلاح می‌کند و برآوردگرهای سازگار و کارایی ضرایب بلندمدت ارائه می‌دهد. بنابراین، به منظور بررسی رابطه بلندمدت میان متغیرها، از روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS) استفاده شده است. همچنین با انتخاب وقفه یک بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز، ضرایب مدل تخمین زده شده‌اند.

نتایج حاصل از جدول (۵) نشان می‌دهد که پیچیدگی اقتصادی یک رابطه مثبت و معناداری با شدت انرژی دارند. یعنی افزایش یک درصدی پیچیدگی اقتصادی شدت انرژی را ۲/۶۴ درصد افزایش می‌دهد. همچنین افزایش یک درصدی ریسک امنیت انرژی، شدت انرژی را ۱/۴۷- درصد کاهش می‌دهد. این امر به دلیل قرار گرفتن کشور ایران در مراحل اولیه توسعه اقتصادی و راه‌اندازی صنایع پیچیده انرژی بر و سعی در مصرف بهینه انرژی است. به‌طور کلی اگرچه پیچیدگی اقتصادی در بلندمدت می‌تواند منجر به بهره‌وری شود، اما در مراحل ابتدایی کشور با افزایش مصرف انرژی مواجه می‌شوند. این امر ممکن است به دلیل ساختار انرژی بر صنایع نوظهور و فناوری‌های ناکارآمد در مراحل اولیه صنعتی شدن است. افزایش ریسک امنیت انرژی کشور را وادار می‌کند که مصرف انرژی را بهینه کند. این امر برای تحول ساختار مصرف انرژی جهت رسیدن به بهره‌وری بالاتر ضروری است. افزایش درجه باز بودن تجارت موجب افزایش شدت انرژی می‌شود. باز بودن تجارت معمولاً فعالیت‌های اقتصادی و صادرات - واردات بیشتر کالا و انرژی را تحریک می‌کند که این امر مصرف انرژی به‌ازای تولید را افزایش می‌دهد. افزایش سهم انرژی تجدیدپذیر شدت انرژی را کاهش می‌دهد. استفاده بیشتر از این انرژی‌ها به افزایش بهره‌وری انرژی و کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی منجر می‌شود، بنابراین شدت انرژی کاهش پیدا می‌کند. همچنین رابطه منفی و معنادار رشد اقتصادی با شدت انرژی بیانگر آن است که اقتصاد در بلندمدت تا حدی توانسته است از الگوی رشد مبتنی بر مصرف گسترده فاصله گرفته و با تغییرات ساختاری و بهبود نسبی بهره‌وری، رشد اقتصادی را با مصرف انرژی کمتر دنبال کند.

جدول ۵: نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (متغیر وابسته: شدت انرژی)

متغیرها	ضریب	خطای انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
پیچیدگی اقتصادی	۲/۶۴	۰/۱۰	۲۶/۴۱	۰/۰۰
لگاریتم ریسک امنیت انرژی	-۱/۴۷	۰/۳۲۱	-۴/۵۸	۰/۰۰
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۱۲/۶۱	۰/۳۱۶	۳۹/۸۱	۰/۰۰
لگاریتم درجه بازبودن تجارت	۴/۲۳	۰/۱۲۵	۳۳/۶۶	۰/۰۰
لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر	-۳/۰۰	۰/۰۸	-۳۴/۰۲	۰/۰۰
ضریب ثابت	۰/۸۰	-	-	-
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	-	-	-	۰/۸۵
خودهمبستگی	-	-	-	۰/۲۰
ناهمسانی واریانس	-	-	-	۰/۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۶: نتایج برآورد مدل به روش حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (متغیر وابسته: شدت کربن)

متغیرها	ضریب	خطای انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
پیچیدگی اقتصادی	۰/۱۴۲	۰/۰۴۴	۳/۲۳	۰/۰۰
لگاریتم ریسک امنیت انرژی	۰/۳۷۷	۰/۱۴۱	۲/۶۶	۰/۰۱
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۱/۹۳۶	۰/۱۳۹	۱۳/۸۷	۰/۰۰
لگاریتم درجه باز بودن تجارت	-۰/۲۳۶	۰/۰۵۵	-۴/۲۷	۰/۰۰
لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر	-۰/۱۶۶	۰/۰۳	-۴/۲۷	۰/۰۰
ضریب ثابت	۰/۹۵	-	-	-
آزمون‌های تشخیصی				
نرمالیتی	-	-	-	۰/۵۷
خودهمبستگی	-	-	-	۰/۹۱
ناهمسانی واریانس	-	-	-	۰/۳۶

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به نتایج حاصل از جدول (۶)، ریسک امنیت انرژی و پیچیدگی اقتصادی یک رابطه مثبت و معناداری با شدت انتشار کربن دارند. افزایش یک‌درصدی پیچیدگی اقتصادی و ریسک امنیت انرژی به ترتیب انتشار کربن را ۰/۱۴۲ و ۰/۳۷۷ درصد افزایش می‌دهد؛ به‌طور کلی، پیچیدگی اقتصادی در مراحل اولیه می‌تواند منجر به افزایش انتشار کربن شود. اما با گذر زمان و استفاده از فناوری‌های پیشرفته‌تر این نتایج ممکن است نتیجه عکس

داشته باشد. استفاده از منابع آلاینده و ناکارآمد داخلی موجب شده است که دولت‌ها جهت حفظ عرضه به سوخت‌های فسیلی روی آورند. همچنین نتایج فوق نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معناداری بر انتشار کربن دارد. بدین معنا که رشد اقتصادی همچنان متکی بر مصرف انرژی‌های فسیلی بوده و موجب افزایش آلاینده‌های کربنی شده است. در مقابل، باز بودن تجارت اثر منفی و معناداری بر شدت انتشار کربن دارد؛ به گونه‌ای که افزایش تجارت خارجی از طریق واردات فناوری‌های پاک‌تر و ارتقای استانداردهای زیست‌محیطی، به کاهش آلودگی کمک کرده است. این امر نشان می‌دهد که تعاملات بین‌المللی می‌تواند نقش مثبتی در کاهش آثار زیست‌محیطی رشد اقتصادی ایفا کند. افزایش سهم انرژی تجدیدپذیر باعث کاهش شدت انتشار کربن می‌شود. استفاده از این انرژی‌ها موجب کاهش استفاده از سوخت‌های فسیلی و گازهای گلخانه‌ای می‌شود.

ضریب تعیین مدل اول برابر $0/80$ و مدل دوم $0/95$ است که نشان می‌دهد که مدل دوم قدرت توضیح‌دهندگی بسیار بالاتری نسبت به مدل اول دارد. به بیان دیگر، حدود 80 درصد از تغییرات متغیر وابسته در هر دو مدل توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. نتایج آزمون‌های تشخیص برای مدل حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده برای هر دو معادله در انتهای جداول 5 و 6 آورده شده است. به‌منظور بررسی نرمال بودن جملات اخلال از آزمون جاک برا استفاده شد. نتایج نشان داد که در جدول 5 مقدار احتمال $0/85$ و در جدول 6 مقدار احتمال آن برابر با $0/57$ است که در نتیجه بزرگ‌تر از $0/05$ است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع اخلال‌ها رد نمی‌شود و توزیع باقیمانده‌ها در هر دو مدل مورد مطالعه نرمال است. همچنین نتایج آزمون خودهمبستگی نشان می‌دهد که در جدول 5 و 6 مقدار احتمال به ترتیب در مدل‌های مورد بررسی برابر $0/20$ و $0/91$ است که در نتیجه از $0/05$ بزرگ‌تر است؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی رد نمی‌شود و فاقد خودهمبستگی است. نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس نشان می‌دهد که در جدول 5 و 6 این نتایج به ترتیب برابر $0/35$ و $0/36$ است که این مقدار از $0/05$ بزرگ‌تر بوده و فرضیه صفر رد نمی‌شود و هر دو مدل فاقد مشکل ناهمسانی واریانس است؛ بنابراین باقیمانده‌ها نرمال بوده و مدل مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس ندارد. همچنین، بررسی تورم واریانس نشان می‌دهد که میان متغیرها هم‌خطی وجود ندارد. نتایج تورم واریانس در جدول 7 آورده شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون هم‌خطی تورم واریانس (VIF) بین متغیرها

متغیرها	مقدار VIF
پیچیدگی اقتصادی	$2/31$
لگاریتم ریسک امنیت انرژی	$3/79$
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	$3/97$
لگاریتم درجه باز بودن تجارت	$1/25$
لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر	$1/35$

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در دهه‌های اخیر، افزایش توجه به بهره‌وری انرژی و کاهش انتشار کربن، توجه محققان و سیاست‌گذاران را به عوامل اقتصادی و ساختاری مؤثر بر کارایی انرژی جلب کرده است. در این مطالعه دو عامل کلیدی یعنی پیچیدگی اقتصادی و ریسک امنیت انرژی به‌عنوان متغیرهای اصلی تحلیل شده‌اند تا نقش آنها در شکل‌دهی به شدت انرژی و شدت کربن در ایران بررسی شود. پیچیدگی اقتصادی به‌عنوان شاخصی از تنوع و پیشرفته بودن ساختار تولید کشور، معرف ظرفیت اقتصاد برای تولید محصولات متنوع و فناورانه است (Hidaho & Hausmann, 2009). مطالعات اخیر نشان می‌دهند که پیچیدگی اقتصادی می‌تواند اثرات متضادی بر محیط‌زیست داشته باشد؛ برخی کشورها با توسعه فناوری و تولید کالای پیشرفته، کاهش شدت انرژی و انتشار کربن را تجربه کرده‌اند. درحالی‌که در شرایط دیگر، افزایش فعالیت‌های صنعتی پیچیده ممکن است با افزایش مصرف انرژی و انتشار کربن همراه باشند؛ بنابراین، تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر کارایی انرژی کشورها، بسته به ساختار اقتصادی و فناوری موجود می‌تواند متفاوت باشد (Ullah & Lin, 2025). ریسک امنیت انرژی نیز یکی دیگر از عوامل مهمی است که هم بر مصرف انرژی و هم بر انتخاب منابع انرژی اثرگذار است. در اقتصادهایی که ریسک امنیت انرژی بالا است، فشار برای مدیریت منابع انرژی و کاهش وابستگی به واردات افزایش می‌یابد که می‌تواند انگیزه‌ای برای ارتقای بهره‌وری انرژی و استفاده از منابع انرژی جایگزین و تجدیدپذیر باشد. ازاین‌رو، تحلیل رابطه میان ریسک امنیت انرژی و کارایی انرژی در ایران، می‌تواند بینش مفیدی برای سیاست‌گذاری در حوزه انرژی و محیط‌زیست فراهم کند. پژوهش حاضر به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و ریسک امنیت انرژی بر شاخص‌های کارایی انرژی در کشور ایران طی بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۳ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده می‌پردازد.

یافته‌های حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر ریسک امنیت انرژی رابطه‌ای منفی و معنادار با شدت مصرف انرژی و رابطه‌ای مثبت و معنادار با شدت انتشار کربن دارد. به‌طورکلی، افزایش نااطمینانی در زمینه امنیت انرژی موجب شده مصرف انرژی در اقتصاد بهینه‌تر و کارآمدتر شود که این امر می‌تواند ناشی از اجرای سیاست‌های صرفه‌جویی و مدیریت مصرف انرژی باشد. ازسوی دیگر، رابطه مثبت و معنادار ریسک امنیت انرژی با شدت انتشار کربن نشان‌دهنده تمایل کشور به استفاده از منابع فسیلی در شرایط ناامنی انرژی است. این امر هرچند ممکن است بهبود ظاهری در شدت انرژی ایجاد کند، اما به دلیل افزایش آلاینده‌ها و هزینه‌های زیست‌محیطی ناشی از مصرف انرژی‌های فسیلی، بهره‌وری کل اقتصاد را تحت تأثیر منفی قرار می‌دهد. این نتایج با یافته‌های مطالعات بروزان (۲۰۲۴) و آیدین و همکاران (۲۰۲۵) همسو بوده و با نتایج مطالعه پین و همکاران (۲۰۲۳) تفاوت دارد.

براساس نتایج، پیچیدگی اقتصادی رابطه‌ای مثبت و معنادار با شدت انرژی و انتشار کربن در ایران دارد. این به معنای آن است که با افزایش پیچیدگی اقتصادی، میزان مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای نیز افزایش می‌یابد. به این معنی که با افزایش پیچیدگی اقتصادی در کشور به دلیل افزایش تقاضای انرژی منجر به افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن می‌گردد. این یافته می‌تواند نشان‌دهنده آن باشد که رشد تولید و صنعتی‌شدن در کشور با افزایش تقاضای انرژی و وابستگی به منابع انرژی موجود همراه بوده است، به‌ویژه در بخش‌هایی که

تکنولوژی‌های کم‌مصرف یا انرژی‌های پاک هنوز به طور کامل جایگزین نشده‌اند. نتایج این بخش از مطالعه با مطالعات دوگان و همکاران (۲۰۲۲)، فنگ و همکاران (۲۰۲۱) همسو بوده و با مطالعات پین و همکاران (۲۰۲۳) و محمدی و همکاران (۱۴۰۲) همخوانی ندارد. آنها نشان داده‌اند که در کشورهای در حال توسعه و برخی کشورهای صنعتی، افزایش پیچیدگی‌های اقتصادی می‌تواند با افزایش مصرف انرژی همراه باشد؛ خصوصاً زمانی که رشد اقتصادی سریع با بهبود فناوری‌های انرژی بر همراه نباشد. همچنین برخی مطالعات دیگر مانند یولاح و لین (۲۰۲۵)، تأکید کرده‌اند که اثر پیچیدگی اقتصادی بر محیط‌زیست ممکن است در کوتاه‌مدت مثبت و در بلندمدت منفی باشد که نشان‌دهنده ترکیب رشد اقتصادی با سیاست‌های انرژی کارا و پاک است.

مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نیز رابطه‌ای منفی و معنادار با شدت انرژی و شدت انتشار کربن دارد که نشان‌دهنده افزایش بهره‌وری و کاهش آثار زیست‌محیطی با رشد استفاده از این منابع است. با این حال، سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی کشور همچنان پایین بوده و سرمایه‌گذاری‌های لازم برای توسعه این منابع به اندازه کافی صورت نگرفته است؛ بنابراین نمی‌توان این روند را نشانه‌ای از پیشرفت پایدار در این حوزه دانست. این یافته‌ها با نتایج مطالعات لیو و همکاران (۲۰۲۳) و علی و همکاران (۲۰۲۲) هماهنگ است. مهم‌ترین موانع توسعه پروژه‌های انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران شامل نبود سازوکار و برنامه‌هایی جهت توسعه، نبود قوانین ملی و محلی در قبال انرژی‌های تجدیدپذیر، ضعف در مدیریت منابع انسانی و موانع انتقال فناوری و تحریم‌های بین‌المللی اشاره کرد. مصرف بی‌رویه انرژی‌های تجدیدناپذیر میزان انتشار کربن و آلودگی زیست‌محیطی را افزایش داده است. برای جلوگیری از این امر می‌بایست سیاست‌هایی در جهت کاهش مصرف این نوع از انرژی و جایگزین نمودن با سایر انرژی‌ها از جمله انرژی‌های تجدیدشونده صورت‌پذیرد. از جمله این سیاست‌ها می‌توان به افزایش بهره‌وری انرژی در تمامی بخش‌های اقتصادی اشاره کرد.

در نهایت، تولید ناخالص داخلی رابطه‌ای منفی و معنادار با شدت انرژی و رابطه‌ای مثبت و معنادار با شدت انتشار کربن دارد. این نتایج بیانگر این است که رشد اقتصادی در ایران با بهبود نسبی کارایی انرژی همراه بوده و اقتصاد توانسته است به‌ازای هر واحد تولید، انرژی کمتری مصرف کند. با این حال نتایج رابطه مثبت و معنادار با شدت انتشار کربن بدین معناست که علی‌رغم کاهش شدت انرژی، اتکای ساختاری اقتصاد ایران به منابع فسیلی موجب افزایش آلودگی‌های زیست‌محیطی و گسترش شدت انتشار کربن شده است. به بیانی دیگر، اقتصاد ایران در مسیر رشد اقتصادی توانسته بهبودهایی در بهره‌وری انرژی ایجاد کند، اما این رشد همچنان با افزایش هزینه‌های زیست‌محیطی همراه است. این نتایج با یافته‌های آزگالیوا و همکاران (۲۰۲۰) و سری و همکاران (۲۰۲۱) همسو است. بنابراین، برای بهره‌مندی کامل ایران از مزایای پیچیدگی اقتصادی و افزایش تاب‌آوری انرژی، لازم است کشور به سمت توسعه صنایع فناوری‌محور، سرمایه‌گذاری گسترده در انرژی‌های تجدیدپذیر و تدوین سیاست‌های هوشمندانه مدیریت انرژی حرکت کند. همچنین توسعه بخش فناوری و نوآوری‌های نو و ایجاد بستری مناسب برای تولید و انتقال دانش و فناوری‌های پیشرفته از راه‌های ارتقای پیچیدگی اقتصادی و تنوع‌بخشی فعالیت‌های اقتصادی است.

به‌طور کلی سیاست‌های کشور باید بر چند محور متمرکز شوند: کاهش وابستگی به منابع انرژی خارجی و تقویت زیرساخت‌های پایدار انرژی برای کاهش اثر شوک‌های انرژی، حمایت از صنایع فناوری‌محور و پیچیده همراه با ارتقای بهره‌وری انرژی و کاهش انتشار کربن، ترویج و تسهیل استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر از طریق مشوق‌های مالی، زیرساخت‌ها و چارچوب قانونی مناسب، طراحی رشد اقتصادی همسو با بهره‌وری انرژی و کاهش آلاینده‌ها از طریق نوآوری و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پاک. اجرای این سیاست‌ها می‌تواند ضمن افزایش کارایی انرژی، اثرات منفی ریسک انرژی و پیچیدگی اقتصادی بر محیط‌زیست را کاهش دهد.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در نگارش مقاله سهم و نقش یکسان داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

شناسه اُرکید (ORCID)

<https://orcid.org/0000-0001-7204-2566>

فاتح حبیبی



<https://orcid.org/0009-0003-3823-4873>

شلیر ایازی



منابع و مأخذ

- امینی، امید، امانی، رامین و قاری، سامان. (۱۴۰۱). مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، تجدیدنپذیر و ریسک امنیت انرژی در ایران: کاربرد مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR). *نشریه انرژی ایران*، ۲۵(۴)، ۸۱-۱۰۳.
<https://necjournals.ir/article-1-1845-fa.html>
- خاکی، نرگس، خورسندی، مرتضی، محمدی، تیمور، فریدزاد، علی و عزیزی، زهرا. (۱۴۰۰). تأثیر شاخص پیچیدگی اقتصادی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای منتخب صادرکننده نفت: رویکرد مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR). *نشریه پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۰(۳۹)، ۹۹-۱۲۵.
<https://doi.org/10.22054/jiee.2022.67727.1911>
- ذبیحی، سیدمحمدقائم، اکبری، فاطمه و صالح‌نیا، نرگس. (۱۴۰۲). اثر شاخص ریسک امنیت انرژی بر ثبات اقتصادی در ایران. *نشریه اقتصاد باثبات*، ۴(۳)، ۱۳۴-۱۶۴.
<https://doi.org/10.22111/sedj.2023.46891.1399>
- سلیمی، لیلا، مستولی زاده، سید محمد و فراهتی، محبوبه. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۲(۳)، ۲۰-۱.
<https://doi.org/10.22034/jep.2023.140173.1062>
- سالاروند، بهار و حسنوند، علی. (۱۴۰۴). بررسی اثر پیچیدگی اقتصادی و ریسک‌های بین‌المللی بر توسعه پایدار در کشورهای نوظهور: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR). *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱(۱۴۰۴)، آماده انتشار، انتشار آنلاین از تاریخ ۱۸ اردیبهشت ۱۴۰۴.
<https://doi.org/10.22055/jqe.2024.47924.2656>

محمدی، نجمه، سحابی، بهرام، حیدری، حسن و صادقی سقدل، حسین. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر بر آلودگی‌های زیست‌محیطی در کشورهای در حال توسعه. *نشریه پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی*، ۲۳(۴)، ۲۴-۱

<https://doi.org/10.22034/ECOR.23.4.1>

References

- Adekoya, O. B., Kenku, O. T., Oliyide, J. A., Al-Faryan, M. A. S., & Ogunjemilua, O. D. (2023). Does economic complexity drive energy efficiency and renewable energy transition?. *Energy*, 278, 127712. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2023.127712>
- Alemzero, D. A., Sun, H., Mohsin, M., Iqbal, N., Nadeem, M., & Vo, X. V. (2021). Assessing energy security in Africa based on multi-dimensional approach of principal composite analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(2), 2158-2171. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10554-0>
- Ali, U., Guo, Q., Kartal, M. T., Nurgazina, Z., Khan, Z. A., & Sharif, A. (2022). The impact of renewable and non-renewable energy consumption on carbon emission intensity in China: Fresh evidence from novel dynamic ARDL simulations. *Journal of Environmental Management*, 320, 115782. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2022.115782>
- Amini, O., Amani, R., & Ghaderi, S. (2023). Renewable, Non-Renewable Energy Consumption and Energy Security Risk in Iran: An Application of Structural VAR. *Iranian Energy Journal*, 25(4), 81-103. <http://necjournals.ir/article-1-1845-fa.html> (In Persian)
- Aydin, M., Guney, E., Degirmenci, T., & Demirtas, N. (2025). Analyzing the impact of environmental technological regulations, energy security, and natural resources on energy intensity in the USA. *Energy Reports*, 14, 500-507. <https://doi.org/10.1016/j.egy.2025.06.013>
- Azhgaliyeva, D., Liu, Y., & Liddle, B. (2020). An empirical analysis of energy intensity and the role of policy instruments. *Energy Policy*, 145, 111773. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111773>
- Balland, P. A., Broekel, T., Diodato, D., Giuliani, E., Hausmann, R., o'Clery, N., & Rigby, D. (2022). Reprint of the new paradigm of economic complexity. *Research Policy*, 51(8), 104568. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2022.104568>
- 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>
- Bhatt, M., & Chavda, P. (2025). Impact of Economic Complexity and Energy Intensity on Environmental Sustainability. *Evidence from India*. Available at SSRN 5271860. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.5271860>
- Boleti, E., Garas, A., Kyriakou, A., & Lapatinas, A. (2021). Economic complexity and environmental performance: evidence from a world sample. *Environmental modeling & assessment*, 26(3), 251-270. <https://doi.org/10.1007/s10666-021-09750-0>
- Borožan, D. (2024). Do geopolitical and energy security risks influence carbon dioxide emissions? Empirical evidence from European Union countries. *Journal of cleaner production*, 439, 140834. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.140834>
- Breyer, C., Dmitrii Bogdanov, A. A., Ashish Gulagi, M. C., Ayobami Solomon Oyewo, J. F., Kristina Sadovskaia, P. V. (2017). Solar photovoltaics demand for the global energy transition in the power sector. *Eu Pvssec Paper*, 26(8). <https://doi.org/10.1002/pip.2950>
- Cherp, A., & Jewell, J. (2014). The concept of energy security: Beyond the four As. *Energy policy*, 75, 415-421. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.09.005>

- Chu, L. K., & Hoang, D. P. (2020). How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy*, 68, 44-57. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.08.004>
- Cole, M. A. (2006). Does trade liberalization increase national energy use?. *Economics Letters*, 92(1), 108-112. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.01.018>
- Doğan, B., Ghosh, S., Hoang, D. P., & Chu, L. K. (2022). Are economic complexity and eco-innovation mutually exclusive to control energy demand and environmental quality in E7 and G7 countries?. *Technology in Society*, 68, 101867. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2022.101867>
- Demski, C., Wouter Poortinga, L. W., Gisela Böhm, S. F., Linda Steg, R. U., Pekka, J. & Pasi, P., (2018), National context is a key determinant of energy security concerns across Europe. *Nature Energy*, 3, 882–888 (2018), <https://doi.org/10.1038/s41560-018-0235-8>
- Fang, J., Gozgor, G., Mahalik, M. K., Padhan, H., & Xu, R. (2021). The impact of economic complexity on energy demand in OECD countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(26), 33771-33780. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-12089-w>
- Filipović, S., Verbič, M., & Radovanović, M. (2015). Determinants of energy intensity in the European Union: A panel data analysis. *Energy*, 92, 547-555. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2015.07.011>
- Gillingham, K., Newell, R. G., & Palmer, K. (2009). Energy efficiency economics and policy. *Annual Review of Resource Economics*, 1(1), 597-620. <https://doi.org/10.1146/annurev.resource.102308.124234>
- Goh, T., & Ang, B. W. (2020). Four reasons why there is so much confusion about energy efficiency. *Energy Policy*, 146, 111832. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111832>
- Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA*, 106(26), 10570–10575. <https://doi.org/10.1073/pnas.0900943106>
- Ibrahim, M. A., & Musaheb, J. M. (2021). Energy Security and Energy Transition in Germany. *Review of International Geographical Education Online*, 11(7), 1433-1439. <https://rigeo.org/menu-script/index.php/rigeo/article/view/1949>
- International Energy Agency (IEA). 2019. Energy transitions indicators [Online] Available at: <https://www.iea.org/articles/energy-transitions-indicators>. (Accessed 21 March 2022)
- Kazemzadeh, E., Fuinhas, J. A., Koengkan, M., & Shadmehri, M. T. A. (2023). Relationship between the share of renewable electricity consumption, economic complexity, financial development, and oil prices: a two-step club convergence and PVAR model approach. *International Economics*, 173, 260-275. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2022.12.001>
- Khaki, N., khorsandi, M., Mohammadi, T., Faridzad, A. & Azizi, Z. (2021). The Impact of Economic Complexity Index on Greenhouse Gas Emissions in Selected Oil Exporting Countries: A Panel Gentle Transmission Regression (PSTR) Model Approach. *Iranian Energy Economics*, 10(39), 99-125. <https://doi.org/10.22054/jiee.2022.67727.1911> (in Persian)
- Kruyt, B., Van Vuuren, D. P., de Vries, H. J., & Groenenberg, H. (2009). Indicators for energy security. *Energy policy*, 37(6), 2166-2181. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.02.006>
- Kumar, S. (2016). Assessment of renewables for energy security and carbon mitigation in Southeast Asia: The case of Indonesia and Thailand. *Applied Energy*, 163, 63-70. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2015.11.019>
- Lapinskienė, G., Tvaronavičienė, M., & Vaitkus, P. (2014). Greenhouse gases emissions and economic growth—evidence substantiating the presence of environmental Kuznets curve in the EU. *Technological and economic development of economy*, 20(1), 65-78. <https://doi.org/10.3846/20294913.2014.881434>

- Lee, C. C., & Wang, C. S. (2022). Financial development, technological innovation and energy security: Evidence from Chinese provincial experience. *Energy Economics*, 112, 106161. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106161>
- Liu, X., Niu, Q., Dong, S., & Zhong, S. (2023). How does renewable energy consumption affect carbon emission intensity? Temporal-spatial impact analysis in China. *Energy*, 284, 128690. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2023.128690>
- Malik, S., Qasim, M., Saeed, H., Chang, Y., & Taghizadeh-Hesary, F. (2020). Energy security in Pakistan: Perspectives and policy implications from a quantitative analysis. *Energy Policy*, 144, 111552. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111552>
- Malinauskaite, J., Jouhara, H., Ahmad, L., Milani, M., Montorsi, L., & Venturelli, M. (2019). Energy efficiency in industry: EU and national policies in Italy and the UK. *Energy*, 172, 255-269. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.01.130>
- Marimuthu, M., Khan, H., & Bangash, R. (2021). Reverse causality between fiscal and current account deficits in asean: evidence from panel econometric analysis. *Mathematics*, 9(10), 1124, 1-18. <https://doi.org/10.3390/math9101124>
- Mohamadi, N., Sahabi, B., Heydari, H. & Sadeghi, H. (2024). Economic Complexity, Renewable and Non-renewable Energy Consumption A Comparative Study of Developed and Developing Countries. *Economic Research and Perspectives*, 24(2), 91-114. <https://doi.org/10.22034/24.2.91> (in Persian)
- Neagu, O., & Teodoru, M. C. (2019). The relationship between economic complexity, energy consumption structure and greenhouse gas emission: Heterogeneous panel evidence from the EU countries. *Sustainability*, 11(2), 497. <https://doi.org/10.3390/su11020497>
- Newell, R. G., Jaffe, A. B., & Stavins, R. N. (1999). The Induced Innovation Hypothesis and Energy-Saving Technological Change. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(3), 941-975. <https://doi.org/10.1162/003355399556188>
- Paramati, S. R., Shahzad, U., & Doğan, B. (2022). The role of environmental technology for energy demand and energy efficiency: Evidence from OECD countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 153, 111735. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2021.111735>
- Payne, J. E., Truong, H. H. D., Chu, L. K., Doğan, B., & Ghosh, S. (2023). The effect of economic complexity and energy security on measures of energy efficiency: Evidence from panel quantile analysis. *Energy Policy*, 177, 113547. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113547>
- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The review of economic studies*, 57(1), 99-125. <https://doi.org/10.2307/229754>
- Salimi, L. , mostolizadeh, S. M. and Farahati, M. (2023). Investigating the Effect of Economic Complexity on Renewable Energy Consumption in Iran. *Economic Policies and Research*, 2(3), 1-20. <https://doi.org/10.22034/jep.2023.140173.1062> (in Persian)
- Seri, C., & Fernandez, A. (2021). The relationship between economic growth and environment. Testing the EKC hypothesis for Latin American countries. *arXiv preprint arXiv:2105.11405* . <https://doi.org/10.48550/arXiv.2105.11405>
- Solarin, S. A. (2020). Towards Sustainable Development in Developing Countries: Aggregate and Disaggregate Analysis of Energy Intensity and the Role of Fossil Fuel Subsidies. *Sustainable Production and Consumption*, 24, 254-265. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.07.011>
- Stern DI, Economic growth and energy (2007). *Encyclopedia of energy*, 2, 10.1016/B0-12-176480-X/00147-9.

- Salarvand, B., & Hasanvand, A. (2025). Investigating the Impact of Economic Complexity and International Risks on Sustainable Development in Emerging Countries: A Panel Smooth Transition Regression (PSTR) Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*. <https://doi.org/10.22055/jqe.2024.47924.2656> (in Persian)
- Ullah, S., & Lin, B. (2025). An environmental assessment through load capacity factor: the dynamic effects of technological cooperation grants and energy depletion in Pakistan. *Frontiers in Sustainable Energy Policy*, 3, 1438573. <https://doi.org/10.3389/fsuep.2024.1438573>
- Winzer, C. (2012). Conceptualizing energy security. *Energy Policy*, 46, July 2012, 36-48, <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.02.067>
- Yao, L., & Chang, Y. (2014). Energy security in China: A quantitative analysis and policy implications. *Energy Policy*, 67, 595-604. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.12.047>
- Zabihi, S. M. G., Akbari, F., & Salehnia, N. (2023). The Effect of the Energy Security Risk Index on Economic Stability in Iran. *Stable Economy Journal*, 4(3), 134-164. <https://doi.org/10.22111/sedj.2023.46891.1399> (in Persian)
- Zafar, M. W., Zaidi, S. A. H., Khan, N. R., Mirza, F. M., Hou, F., & Kirmani, S. A. A. (2019). The impact of natural resources, human capital, and foreign direct investment on the ecological footprint: the case of the United States. *Resources Policy*, 63, 101428. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101428>

Research Article

The Role of Digital Transformation in Mitigating Carbon Dioxide Emissions: Empirical Evidence from Upper-Middle-Income Countries**

Parviz Vafadar^{*1} , Mahmood Mahmoodzadeh² , Salleh Ghavidel² 

1. Ph.D. Student in Iranian Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Firuzkuh Branch, Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran.

2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Firuzkuh Branch, Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran.

Received 15 August 2025 Revise 01 October 2025 Accepted 04 October 2025 Publish 23 September 2026

Abstract

This study examines the impact of information and communication technology (ICT) on carbon dioxide emissions in upper-middle-income countries over the period 1995–2022. To measure ICT development, a composite index was constructed using Principal Component Analysis (PCA) to reduce multicollinearity among technological variables and obtain more stable and accurate estimates. The model was estimated using the Generalized Method of Moments (GMM). The results indicate that ICT development and renewable energy consumption have negative and statistically significant effects on carbon emissions, whereas income growth and industrial development significantly contribute to higher emissions. In addition, exports of high-technology goods have a reducing effect on carbon emissions, although this effect is statistically insignificant. The validity of the instruments employed in the model was also confirmed using the Sargan test. Upper-middle-income countries were selected because of their transitional development characteristics, as these countries simultaneously possess relatively advanced technological infrastructure and experience rapid industrial growth. The findings indicate that ICT development and the expansion of clean energy can serve as effective strategies for reducing environmental pollution and supporting sustainable development pathways in these countries.

Keywords: Information and Communication Technology (ICT), Environmental Pollution, Principal Component Analysis, Upper-Middle-Income Countries

JEL Classification: C19, O44, Q53

* **Corresponding Author:** Parviz Vafadar

E-mail: parvizvafadar@gmail.com

Tel: +989127270516

** **Note:** This article is derived from the doctoral dissertation of [Parviz Vafadar](#) in Iranian Economy at Firuzkuh Branch, Islamic Azad University.

Cite This Article (APA): Vafadar, P., Mahmoodzadeh, M. & Ghavidel, S. (2025). The Role of Digital Transformation in Mitigating Carbon Dioxide Emissions: Empirical Evidence from Upper-Middle-Income Countries. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(3), 31-62. <https://doi.org/10.22034/jepr.2025.144229.1296> [In Persian].

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64134.html?lang=en

Introduction

In recent decades, digitalization has emerged as one of the most important drivers of global transformation, affecting various dimensions of the economy and society. Information and communication technology (ICT) lies at the center of this transformation and has facilitated the creation of new platforms for information exchange, the optimization of production and service processes, and the reduction of resource waste. Despite these achievements, the rapid expansion of digital infrastructure, data centers, and telecommunications networks has been accompanied by a substantial increase in energy consumption, placing considerable pressure on the environment, particularly through increased carbon dioxide emissions.

As a result of these contrasting effects, digital transformation has a dual nature. On the one hand, it can help reduce pollution by improving energy efficiency, reducing reliance on physical resources, and promoting the optimal use of modern technologies. On the other hand, growing energy demand, increasing volumes of electronic waste, and the need to extract minerals for the production of digital hardware create new environmental challenges.

The significance of this duality becomes even more apparent in upper-middle-income countries, which simultaneously possess relatively advanced technological infrastructure and are rapidly progressing toward industrialization. The present study is designed to analyze the role of digital transformation in carbon dioxide emissions in these countries. For this purpose, a composite ICT index based on Principal Component Analysis (PCA), along with long-term panel data covering the period 1995–2022, is employed, and the Generalized Method of Moments (GMM) is applied. The main research questions focus on the nature of the relationship between digitalization and carbon dioxide emissions, the role of technological and industrial infrastructure, and policy solutions for sustainable digital development.

Methodology

This study examines the effect of information and communication technology (ICT) on carbon dioxide emissions in upper-middle-income countries while also analyzing the role of key economic and energy-related factors. Annual panel data are employed, with countries selected based on the World Bank classification and the availability of complete data to ensure the reliability of the analysis.

To capture both short- and long-term effects and address potential endogeneity and heterogeneity in the data, the Generalized Method of Moments (GMM) approach is employed. The model is specified as follows:

$$LCO_{2(i,t)} = \beta_1 LCO_{2(i,t-1)} + \gamma_1 ICT_{(i,t)} + \gamma_2 INDU_{(i,t)} + \gamma_3 REGT_{(i,t)} + \gamma_4 MEX_{(i,t)} + \gamma_5 LINCO_{(i,t)} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Where, $LCO_{2(i,t)}$ denotes CO₂ emissions in country (i) at time (t), with $LCO_{2(i,t-1)}$ as the lagged value capturing dynamic effects. $ICT_{(i,t)}$ is the ICT development index, $INDU_{(i,t)}$ the industrial sector value added, $REGT_{(i,t)}$ the share of renewable energy, $MEX_{(i,t)}$ exports of medium- and high-technology goods, and $LINCO_{(i,t)}$ GDP. μ_i and λ_t represent country- and time-specific fixed effects, and ε_{it} is the error term. Coefficients β_1 and $\gamma_1 \dots \gamma_5$ indicate the magnitude and direction of each variable's impact on CO₂ emissions.

Results and Discussion

The results obtained from the model estimation provide important evidence regarding the factors influencing carbon dioxide emissions in upper-middle-income countries. First, the negative and statistically significant coefficient of squared GDP indicates the existence of a nonlinear, inverted U-shaped relationship between economic growth and pollutant emissions. This finding supports the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis, according to which rising income increases emissions during the early stages of development, whereas after income exceeds a certain turning point, pollutant emissions begin to decline.

At the same time, the results reveal that GDP in its linear form continues to have a positive and statistically significant effect on emissions, indicating the persistent dependence of economic growth on fossil energy and carbon-intensive activities.

The control variables also exhibit different effects. Fossil energy consumption and the expansion of industrial activities significantly increase emissions, which is consistent with existing evidence from emerging economies. In contrast, renewable energy consumption has a negative and statistically significant coefficient, indicating that substituting renewable energy sources for conventional energy can play an effective role in reducing carbon emission intensity.

In addition, exports of high-technology goods have a negative but statistically insignificant coefficient, indicating their limited impact in the short term while highlighting their substantial potential for long-term effects through the development of green innovations.

One of the key findings is the negative and statistically significant effect of information and communication technology. This finding indicates that ICT development can alleviate environmental pressure by improving energy efficiency, optimizing production processes, and reducing resource waste. This result is consistent with the theoretical perspective of the Environmental Kuznets Curve and suggests that, at higher income levels, modern technologies can play a strategic role in reducing pollutant emissions.

Conclusion

The findings of this study indicate that reducing carbon dioxide emissions in upper-middle-income countries requires a combination of ICT development and an increased share of renewable energy. By improving energy efficiency and optimizing production processes, these factors exert a mitigating effect on carbon emissions. In contrast, industrial and economic growth continue to exert environmental pressure, while reliance on fossil fuels remains persistent. High-technology exports have a limited effect in the short term but possess considerable long-term potential. The findings emphasize the importance of coordinated policies in the areas of technology, clean energy, and smart industrial growth management to facilitate sustainable development and reduce carbon emissions.

Additional information

Authors' Contributions

This article is derived from the Doctoral dissertation of *Parviz Vafadar* in the field Iranian Economics, conducted under the supervision of Dr. **Mahmood Mahmoodzadeh** and with the advisement of Dr. **Salleh Ghavidel**, in the Department of Economics, Firuzkuh Branch, Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this article.

Financial Support

The authors received no financial support for the research and publication of this article.

ORCID

 <i>Parviz Vafadar</i>	https://orcid.org/0009-0004-8597-1881
 <i>Mahmood Mahmoodzadeh</i>	https://orcid.org/0000-0002-5844-8604
 <i>Salleh Ghavidel</i>	https://orcid.org/0000-0003-0851-9969

نقش تحول دیجیتال در تعدیل انتشار دی‌اکسید کربن: شواهدی از کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط**

پرویز وفادار*^۱، محمود محمودزاده^۲، صالح قویدل^۲

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد ایران، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد فیروز کوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروز کوه، ایران.
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد فیروز کوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروز کوه، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۵/۲۴ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۷/۱۲ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۱

چکیده

این پژوهش اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار دی‌اکسید کربن را در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۲ بررسی می‌کند. به منظور سنجش فاوا، شاخص ترکیبی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی تدوین شد تا هم‌خطی میان متغیرهای فناورانه کاهش یافته و برآوردهایی پایدارتر و دقیق‌تر حاصل شود. برآورد مدل با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته انجام گرفت، نتایج نشان می‌دهد فاوا و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر اثر منفی و معناداری بر انتشار کربن دارند، درحالی‌که رشد درآمد و توسعه صنعتی به طور معناداری موجب افزایش آن می‌شوند. همچنین، صادرات کالاهای با فناوری بالا اثری کاهنده اما از نظر آماری غیرمعنادار بر انتشار کربن دارد. اعتبار ابزارهای مدل نیز با استفاده از آزمون سارگان تأیید شد. انتخاب کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط به دلیل شرایط گذار توسعه‌ای آن‌ها صورت گرفت؛ کشورهایی که هم‌زمان از زیرساخت‌های فناورانه نسبتاً پیشرفته و رشد سریع صنعتی برخوردارند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد توسعه فاوا و گسترش انرژی‌های پاک می‌تواند به عنوان راهبردی مؤثر در کاهش آلودگی زیست‌محیطی و پشتیبانی از مسیر توسعه پایدار در این کشورها عمل کند.

واژگان کلیدی: فناوری اطلاعات و ارتباطات، آلودگی محیط‌زیست، تحلیل مؤلفه‌های اصلی، کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط

طبقه‌بندی JEL: C19, O44, Q53

* نویسنده مسئول: پرویز وفادار آدرس رایانامه: parvizvafadar@gmail.com تلفن تماس: ۰۹۱۳۷۲۷۰۵۱۶

** یادداشت: مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری پرویز وفادار در رشته اقتصاد ایران در دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروز کوه است.

استناد به مقاله (APA): وفادار، پرویز، محمودزاده، محمود و قویدل، صالح. (۱۴۰۴). نقش تحول دیجیتال در تعدیل انتشار دی‌اکسید کربن:

شواهدی از کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط. نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، (۳)، ۳۱-۶۲.

<https://doi.org/10.22034/jepr.2025.144229.1296>

https://jepr.uok.ac.ir/article_64134.html

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه:

۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر، دیجیتال‌سازی^۱ اقتصاد و جامعه، یکی از مهم‌ترین روندهای جهانی بوده است که به بازتعریف شیوه‌های تولید، مصرف و مدیریت منابع منجر شده است. فناوری اطلاعات و ارتباطات^۲ به عنوان محور این تحول، نه تنها موجب تسهیل ارتباطات و تبادل اطلاعات شده، بلکه امکان بهینه‌سازی فرایندهای صنعتی و خدماتی و کاهش ضایعات را فراهم ساخته است. با این حال، رشد سریع زیرساخت‌های دیجیتال، مراکز داده و شبکه‌های مخابراتی، مصرف انرژی را افزایش داده و فشار قابل توجهی بر محیط زیست، به ویژه انتشار دی اکسید کربن، وارد کرده است. بررسی رابطه بین توسعه فاوا و تغییرات زیست محیطی، به ویژه در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط که ترکیبی از فناوری پیشرفته و رشد صنعتی سریع دارند، اهمیت ویژه‌ای یافته است (Müller et al., 2020). تحول دیجیتال می‌تواند به شکل دوگانه بر محیط زیست اثر بگذارد، از یک سو، بهبود کارایی انرژی، کاهش نیاز به منابع فیزیکی و استفاده بهینه از فناوری‌های نوین می‌تواند انتشار گازهای گلخانه‌ای را کاهش دهد. از سوی دیگر، افزایش مصرف انرژی زیرساخت‌ها، تولید پسماندهای الکترونیکی و استخراج منابع معدنی مورد نیاز برای سخت‌افزارهای دیجیتال، فشارهای زیست محیطی جدیدی ایجاد می‌کند که بر انتشار دی اکسید کربن تأثیر مستقیم دارد (Jones & Smith, 2021). این اثرات در کشورهایی که هم‌زمان رشد صنعتی بالایی دارند و زیرساخت‌های دیجیتال پیشرفته‌ای توسعه داده‌اند، برجسته‌تر است و توجه به آن‌ها برای سیاست‌گذاران و محققان حیاتی است (Li et al, 2020). پژوهش حاضر باهدف شناسایی و تحلیل نقش تحول دیجیتال در تعدیل انتشار دی اکسید کربن در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط انجام شده است، این کشورها به دلیل موقعیت‌گذار توسعه‌ای و برخورداری هم‌زمان از زیرساخت‌های فناورانه پیشرفته و صنعتی شدن سریع، نمونه‌ای مناسب برای تحلیل اثرات زیست محیطی فاوا محسوب می‌شوند. تحلیل دقیق این کشورها امکان ارائه راهکارهای سیاستی عملی و هدفمند برای کاهش انتشار دی اکسید کربن در فرایند توسعه دیجیتال را فراهم می‌کند.

برای برآورد دقیق اثرات، این مطالعه از شاخص ترکیبی فناوری اطلاعات و ارتباطات بهره برده است که با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی ساخته شده و هم‌خطی میان متغیرهای فناورانه را کاهش می‌دهد. همچنین، داده‌های پانل بلندمدت این پژوهش طی سال‌های ۲۰۲۲-۱۹۹۵ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تحلیل شده‌اند تا اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحول دیجیتال بر انتشار دی اکسید کربن مورد بررسی قرار گیرد، این رویکرد امکان کنترل ناهمسانی و درون‌زایی داده‌ها را فراهم می‌سازد و اعتبار آماری نتایج را تضمین می‌کند. ادبیات موجود نشان می‌دهد که تحول دیجیتال می‌تواند ضمن کاهش مصرف انرژی و بهینه‌سازی فرایندها، به افزایش تولید گازهای گلخانه‌ای نیز منجر شود. پژوهش‌های پیشین عمدتاً به اثرات فناورانه در سطح توسعه‌یافته یا در حال توسعه پرداخته‌اند، اما تمرکز بر کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط امکان ارائه شواهد دقیق‌تر و کاربردی‌تر درباره رابطه میان دیجیتال‌سازی و انتشار دی اکسید کربن را فراهم می‌کند (Jones & Smith, 2021; Kang & Kim, 2019).

1. Digitization

2. Information and Communications Technology

هدف اصلی این پژوهش، بررسی نقش تحول دیجیتال و فناوری اطلاعات و ارتباطات در تعدیل انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط است، باتوجه به این هدف کلی، پرسش‌های اصلی تحقیق به شرح زیر تعیین شده‌اند:

۱. آیا توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات باعث کاهش یا افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط می‌شود؟

۲. نقش زیرساخت‌های فناورانه پیشرفته و رشد صنعتی در تعدیل اثر فاوا بر انتشار دی‌اکسیدکربن چیست؟

۳. چگونه می‌توان از یافته‌های این تحقیق برای طراحی سیاست‌های توسعه دیجیتال پایدار و کاهش فشارهای زیست‌محیطی بهره برد؟

این اهداف و پرسش‌ها محور اصلی تحقیق را مشخص کرده و چارچوب تحلیل، روش‌شناسی و ارائه نتایج مقاله را هدایت می‌کنند. ساختار مقاله به این ترتیب است: بخش دوم مرور ادبیات، بخش سوم روش‌شناسی و داده‌ها، بخش چهارم ارائه نتایج و بخش پنجم جمع‌بندی و بحث نهایی. یافته‌های این مطالعه می‌تواند راهنمای سیاست‌گذاران و پژوهشگران در طراحی و اجرای برنامه‌های توسعه دیجیتال پایدار باشد.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. فناوری اطلاعات و ارتباطات

فناوری اطلاعات و ارتباطات یکی از مهم‌ترین ابزارهای تحول در جوامع امروزی محسوب می‌شود. این فناوری با فراهم کردن امکان پردازش و انتقال سریع اطلاعات، موجب بهبود بهره‌وری، رشد اقتصادی و ارتقای کیفیت زندگی شده است (Hilty & Aebischer, 2015). با این حال، گسترش فاوا پیامدهایی زیست‌محیطی نیز به همراه داشته است که در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته‌اند (Andrae & Edler, 2015). اثر زیست‌محیطی فناوری اطلاعات و ارتباطات به تأثیرات مثبت و منفی این حوزه بر محیط‌زیست اشاره دارد. در یک نگاه کلی، این اثرات می‌توانند در سه دسته اصلی خلاصه شوند (جدول ۱) (GeSI, 2020):

الف. اثرات مستقیم:

تولید تجهیزات فاوا (مثل گوشی‌های هوشمند، سرورها، لپ‌تاپ‌ها) نیازمند استخراج مواد معدنی کمیاب و مصرف زیاد انرژی است.

مصرف برق مراکز داده، شبکه‌های ارتباطی و دستگاه‌های کاربران، باعث تولید گازهای گلخانه‌ای می‌شود. پسماند الکترونیکی ناشی از پایان عمر دستگاه‌ها، چالش بزرگی برای مدیریت پسماند و آلودگی محیط‌زیست ایجاد می‌کند.

ب. اثرات غیرمستقیم:

استفاده از فاوا می‌تواند به بهبود بهره‌وری انرژی در صنایع دیگر کمک کند (مثلاً با هوشمندسازی ساختمان‌ها یا حمل‌ونقل) که در نتیجه مصرف انرژی کاهش می‌یابد (Hilty & Aebischer, 2015).

فناوری‌های دیجیتال می‌توانند موجب کاهش نیاز به سفرهای فیزیکی (از طریق ویدئوکنفرانس‌ها یا کار از راه دور) شوند و در نتیجه انتشار کربن کمتر شود (GeSI, 2020).

ج. اثرات سیستمیک (طولانی مدت):

تغییر الگوهای مصرف (مثل خرید آنلاین) می‌تواند اثرات زیست‌محیطی مثبت یا منفی داشته باشد، بسته به چگونگی تولید، حمل‌ونقل و مصرف کالاها (Hilty & Aebischer, 2015).
توسعه زیرساخت‌های فاوا ممکن است نیاز به منابع طبیعی (آب، برق، فضا) را افزایش دهد.

جدول ۱: دسته‌بندی اثرات زیست‌محیطی فناوری اطلاعات و ارتباطات

نوع اثر	شرح اثرات	نمونه
اثرات مستقیم	اثراتی که ناشی از تولید، استفاده و پایان عمر تجهیزات فاوا هستند.	مصرف انرژی مراکز داده تولید گازهای گلخانه‌ای پسماند الکترونیکی
اثرات غیرمستقیم	اثراتی که فاوا از طریق بهبود بهره‌وری یا جایگزینی فرایندهای سنتی بر محیط‌زیست دارد	کاهش سفرهای کاری با ویدئوکنفرانس ساختمان‌ها و حمل‌ونقل هوشمند بهینه‌سازی تولید
اثرات سیستمیک	تغییرات بلندمدت و ساختاری در رفتار مصرف‌کننده و ساختار اقتصادی به واسطه گسترش فاوا	افزایش تجارت الکترونیکی تغییر الگوهای مصرف انرژی افزایش مصرف منابع برای زیرساخت

منبع: Organization for Economic Co-operation and Development (2001)

۲-۱-۲. آثار مثبت و منفی فاوا بر محیط‌زیست

فناوری اطلاعات و ارتباطات به یکی از ارکان اصلی توسعه اقتصادی و اجتماعی در عصر دیجیتال تبدیل شده است. از خدمات اینترنتی گرفته تا تجهیزات هوشمند و مراکز داده، همه این فناوری‌ها باهدف ارتقای کیفیت زندگی، بهبود بهره‌وری و تسهیل ارتباطات انسانی به کار گرفته می‌شوند (Hilty & Aebischer, 2015). بااین‌حال، توسعه سریع این فناوری‌ها هم‌زمان اثراتی مثبت و منفی بر محیط‌زیست به‌جا گذاشته است که شناخت و مدیریت این اثرات برای تحقق توسعه پایدار ضروری است (Andrae & Edler, 2015).

الف. آثار مثبت فاوا بر محیط‌زیست

بهینه‌سازی مصرف انرژی: فاوا با استفاده از ابزارها و سیستم‌های هوشمند، بهینه‌سازی فرایندها و تجهیزات و استفاده مؤثر از منابع می‌تواند به کاهش مصرف انرژی کمک کند (افشار و همکاران، ۱۴۰۲). به‌طوری‌که فناوری‌های هوشمند مبتنی بر فاوا، مانند سیستم‌های مدیریت هوشمند انرژی در ساختمان‌ها و صنایع، می‌توانند مصرف انرژی را به طور چشمگیری کاهش دهند. این سیستم‌ها با استفاده از حسگرها و داده‌کاوی، مصرف انرژی را بهینه‌سازی کرده و انتشار گازهای گلخانه‌ای را کاهش می‌دهند (قهرمانی و همکاران، ۱۳۹۶).

توسعه شهرهای هوشمند: فاوا در توسعه شهرهای هوشمند نقش کلیدی دارد. استفاده از داده‌های آنی برای مدیریت ترافیک، سیستم حمل‌ونقل عمومی، و کنترل کیفیت هوا می‌تواند به کاهش مصرف سوخت، کاهش آلودگی و ارتقای کیفیت زندگی کمک کند (Zanella et al., 2014).

پایش محیط‌زیست و هشدارهای زودهنگام: فناوری‌های سنجش‌ازدور، اینترنت اشیا و تحلیل داده‌های بزرگ، امکان نظارت لحظه‌ای بر محیط‌زیست را فراهم می‌کنند. این فناوری‌ها در تشخیص زودهنگام آتش‌سوزی‌های جنگلی، خشکسالی، آلودگی‌های شیمیایی و تغییرات اقلیمی بسیار مؤثرند (Li et al., 2021). کاهش نیاز به جابه‌جایی فیزیکی: افزایش استفاده از خدمات آنلاین، جلسات مجازی و آموزش از راه دور، به کاهش نیاز به سفر و جابه‌جایی فیزیکی منجر شده است. این امر به طور مستقیم در کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی و کاهش آلودگی هوا مؤثر بوده است (Hilty & Aebischer, 2020; Hook et al., 2015).

ب. آثار منفی فاوا بر محیط‌زیست

مصرف بالای انرژی: شبکه‌های ارتباطی، مراکز داده و میلیون‌ها دستگاه دیجیتال، نیاز به انرژی فزاینده دارند. بر اساس گزارش آژانس بین‌المللی انرژی، تنها مراکز داده حدود یک درصد از مصرف برق جهانی را به خود اختصاص داده‌اند و این رقم در حال افزایش است (IEA, 2021). بسیاری از این انرژی از منابع فسیلی تأمین می‌شود که باعث افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌گردد.

تولید زباله‌های الکترونیکی: تمایل بازار به ارتقای مداوم تجهیزات دیجیتال منجر به کاهش عمر مفید دستگاه‌ها شده است. در سال ۲۰۱۹ حدود ۵۳/۶ میلیون تن زباله الکترونیکی در جهان تولید شده که تنها ۱۷/۴ درصد آن به‌صورت رسمی بازیافت شده است (ITU, 2020). این زباله‌ها اغلب حاوی مواد سمی و فلزات سنگین هستند که می‌توانند منابع آب و خاک را آلوده کنند.

استخراج منابع طبیعی کمیاب: تجهیزات فاوا برای تولید به موادی مانند لیتیوم، کبالت و فلزات خاکی کمیاب نیاز دارند. استخراج این مواد معمولاً با تخریب زیست‌محیطی، تخریب جنگل‌ها و آلودگی منابع آبی همراه است (Vidal et al., 2013). باتوجه‌به آنچه گذشت می‌توان نتیجه گرفت فاوا تأثیر دوگانه‌ای بر محیط‌زیست دارد. از یک سو، مصرف بالای انرژی، تولید زباله‌های سمی و استخراج منابع کمیاب از تهدیدات جدی این حوزه برای محیط‌زیست است. ازسوی دیگر، فاوا می‌تواند به‌عنوان ابزاری مؤثر برای بهینه‌سازی مصرف منابع، توسعه فناوری‌های پایدار، و پایش هوشمند محیطی به کار گرفته شود. راه‌حل کلیدی، استفاده مسئولانه، طراحی سبز، توسعه بازیافت و سیاست‌گذاری‌های زیست‌محیطی هوشمند در زمینه فاوا است تا بتوان تعادل میان پیشرفت فناوری و حفاظت از محیط‌زیست را حفظ کرد.

ج. نظریه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی^۱

یکی از چارچوب‌های نظری پرکاربرد در تبیین رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست، نظریه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی است. این نظریه بر مبنای الگوی کوزنتس (۱۹۵۵) در مورد نابرابری درآمدی شکل گرفت و توسط اقتصاددانان محیط‌زیست به حوزه آلودگی تعمیم داده شد (Grossman & Krueger, 1991). مطابق این نظریه، رابطه بین درآمد سرانه و آلودگی زیست‌محیطی غیرخطی و به شکل U وارونه است. به‌طوری که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، کشورها برای رشد و صنعتی‌سازی به‌شدت به مصرف انرژی‌های فسیلی و فعالیت‌های

1. Environmental Kuznets Curve

آلاینده وابسته‌اند. در این مرحله، افزایش درآمد سرانه همراه با تشدید انتشار آلاینده‌ها و تخریب محیط‌زیست است (Grossman & Krueger, 1995). اما با تداوم رشد اقتصادی و رسیدن به سطح بالاتری از درآمد، نقطه عطفی^۱ پدیدار می‌شود که پس از آن افزایش درآمد، به جای افزایش آلودگی، منجر به کاهش آن می‌گردد. این تغییر مسیر ناشی از چند عامل کلیدی است:

۱. تغییر ساختار اقتصادی: با رشد درآمد، سهم بخش خدمات و صنایع کم کربن افزایش یافته و نقش صنایع سنگین و آلاینده کاهش می‌یابد (Shahbaz et al., 2017).

۲. تقاضای اجتماعی برای محیط‌زیست سالم: جوامع ثروتمندتر حساسیت بیشتری نسبت به آلودگی دارند و فشار اجتماعی برای سیاست‌گذاری زیست‌محیطی بیشتر می‌شود (Panayotou, 1993).

۳. پیشرفت فناوری: توسعه فناوری‌های پاک، بهبود بهره‌وری انرژی و نوآوری‌های سبز انتشار آلاینده‌ها را کاهش می‌دهد (Stern, 2017).

۴. سیاست‌ها و مقررات محیط‌زیستی: دولت‌ها با وضع مالیات‌های زیست‌محیطی، استانداردهای سخت‌گیرانه و حمایت از انرژی‌های تجدیدپذیر، مسیر رشد اقتصادی را سبزتر می‌کنند (Copeland & Taylor, 2004). از منظر نظری، این رابطه معمولاً به صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$CO_{2,t} = \alpha + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t}^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در آن Y نشان‌دهنده درآمد سرانه است. اگر $\beta_1 > 0$ ، $\beta_2 < 0$ باشد، فرضیه کوزنتس زیست‌محیطی تأیید می‌شود؛ بدین معنا که ابتدا افزایش درآمد منجر به رشد انتشار می‌شود، اما پس از رسیدن به سطح مشخصی از درآمد (نقطه عطف)، روند معکوس شده و انتشار کاهش می‌یابد (Dinda, 2004).

مطالعات تجربی متعدد در دهه‌های اخیر به بررسی این فرضیه پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که الگوی کوزنتس زیست‌محیطی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه و به‌ویژه در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط مصداق دارد. در این کشورها رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت غالباً موجب افزایش انتشار می‌شود، اما با توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات، افزایش بهره‌وری انرژی، و تغییر ساختار اقتصادی، روند بلندمدت به سمت کاهش انتشار حرکت می‌کند (Shahbaz et al., 2020; Destek & Sinha, 2020). در مجموع، نظریه کوزنتس زیست‌محیطی چارچوبی کلیدی برای تحلیل ارتباط میان توسعه اقتصادی و پایداری محیط‌زیست فراهم می‌آورد. این نظریه به سیاست‌گذاران هشدار می‌دهد که دستیابی به کاهش انتشار تنها با رشد اقتصادی خودکار اتفاق نمی‌افتد، بلکه نیازمند سیاست‌های هوشمند، توسعه فناوری‌های سبز و تغییر ساختار تولیدی و مصرفی است.

۲-۲. پیشینه پژوهش

محمودزاده و شاه بیگی (۱۳۹۰)، برای ۲۵ کشور در حال توسعه منتخب و با استفاده از داده‌های تلفیقی در دوره زمانی ۱۹۹۵-۲۰۰۸ و با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته نشان دادند که اثر درآمدی از اثر جانشینی قوی‌تر بوده است، اگرچه اثر بعضی از شاخص‌های فاوا بر شدت انرژی اثر منفی داشته باشد.

ارباب و شعبانی (۱۳۹۶)، برای دوره زمانی ۱۹۹۴ لغایت ۲۰۱۴ در کشورهای D8 از جمله ایران با استفاده از روش داده‌های تلفیقی به برآورد اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر آلودگی‌های زیست‌محیطی پرداخته، نتایج حکایت از اثر مستقیم افزایش تولید ناخالص داخلی با آلودگی است.

جعفری و همکاران (۱۴۰۰)، در دوره ۲۰۱۵ تا ۲۰۰۰ با استفاده از روش پانل دیتا برای کشورهای حوزه خلیج فارس به بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسیدکربن پرداختند، نتایج حاکی از اثر مستقیم فناوری اطلاعات و ارتباطات و اثر منفی مجذور آن بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد.

طیاری و محمودزاده (۱۴۰۲)، برای ۱۱۳ کشور منتخب درحال توسعه و با روش پنل دیتا در دوره زمانی ۱۹۹۲-۲۰۱۸ به بررسی ارزیابی نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات بر ردپای اکولوژیکی از دیدگاه اثر فردی و روند ذخایر کشورها و نوع زمین پرداختند، نتایج نشان می‌دهد که افزایش ضریب نفوذ تلفن همراه موجب افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و انتشار دی‌اکسیدکربن و افزایش اثر ردپای اکولوژیکی شده است.

اعظمی و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط‌زیست در آلوده-کننده‌های بزرگ آسیایی در بازه زمانی ۲۰۰۰-۲۰۲۰ پرداختند. نتایج حاکی از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو است. فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در هر دو گروه کشورها مورد تأیید است.

محمدیان و اسماعیلی (۱۴۰۳)، با بررسی ۱۱ کشور عضو مجمع کشورهای صادرکننده گاز طی دوره ۱۹۹۶-۲۰۲۱، با استفاده از مدل‌های حداقل مربعات معمولی پویا و حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده، نشان دادند که رشد اقتصادی مصرف هر دو نوع انرژی را افزایش می‌دهد، درحالی‌که بهبود کیفیت نظارتی و حاکمیت قانون موجب کاهش مصرف انرژی‌های فسیلی می‌شود. سایر ابعاد حکمرانی، از جمله اثربخشی دولت و کنترل فساد، نیز تأثیر متفاوتی بر مصرف انرژی‌ها دارند.

صلاح‌الدین و عالم (۲۰۱۶)^۱، در مطالعه‌ای بر ۱۲ کشور سازمان همکاری و توسعه اقتصادی دریافتند که افزایش نفوذ اینترنت به افزایش مصرف برق و در نتیجه رشد انتشار دی‌اکسیدکربن منجر شده است.

شهباز و همکاران (۲۰۱۹)^۲، به بررسی منحنی کوزنتس زیست‌محیطی در کشورهای نوظهور پرداخته شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار دی‌اکسیدکربن غیرخطی است و به سطح درآمد سرانه و بلوغ فناوری بستگی دارد. در کشورهای با درآمد سرانه پایین و بلوغ فناوری کمتر، توسعه فاوا ممکن است منجر به افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن شود. اما در کشورهای با درآمد سرانه بالاتر و بلوغ فناوری بیشتر، این تأثیر معکوس شده و توسعه فاوا می‌تواند به کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن کمک کند.

دستک و سینها (۲۰۲۰)^۳، تأکید کردند که در کشورهایی با سیاست‌های زیست‌محیطی فعال، فناوری‌های دیجیتال منجر به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شوند، درحالی‌که در کشورهایی فاقد این سیاست‌ها، ممکن است اثر منفی غالب باشد.

1. Salahuddin & Alam (2016)

2. Shahbaz et al. (2019)

3. Destek & Sinha (2020)

وانگ و همکاران (۲۰۲۰)^۱، با استفاده از داده‌های کشورهای گروه G7 در بازه زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۷ و به‌کارگیری مدل CS-ADRL^۲، نقش ارزش افزوده کشاورزی، منابع طبیعی و توسعه مالی را بر آلودگی و جهانی‌سازی اقتصادی مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که ارزش افزوده کشاورزی باعث کاهش نرخ انتشار دی اکسید کربن می‌شود. اما ازسوی دیگر، جهانی‌سازی و متغیرهای زیست‌محیطی دیگر موجب افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شوند.

عثمان و همکاران (۲۰۲۱)^۳، با استفاده از داده‌های پانل کشورهای آسیایی، نشان دادند که افزایش استفاده از اینترنت و فناوری‌های دیجیتال، شدت انرژی را کاهش داده و در نهایت اثر مثبتی بر محیط‌زیست دارد. آچیمپونگ و همکاران (۲۰۲۱)^۴، با استفاده از یک روش پانلی مبتنی بر گشت او تعمیم‌یافته رابطه علی زمانی بین رشد اقتصادی، انرژی تجدیدپذیر، کیفیت نهادی و انتشار گاز دی اکسید کربن برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ در کشورهای اروپایی بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان داد که مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در بلندمدت دارای رابطه علی دوطرفه هستند.

آلاتاس (۲۰۲۱)^۵، همبستگی بین انتشار دی اکسید کربن و فاوا را در ۹۳ کشور از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۶، با استفاده از روش الگوریتم داده‌محور درون‌زا مورد بررسی قرارداد، نتایج تأثیر آماری معنی‌دار و مطلوب فاوا بر آلاینده‌ها را نشان داد.

خان و همکاران (۲۰۲۱)^۶، با استفاده از مدل‌های ایستا و پویا، رابطه بین مصرف انرژی، تخریب محیط‌زیست و کیفیت نهادی را در ۱۸۸ کشور طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که متغیرهای کیفیت نهادی نظیر آزادی بیان و پاسخگویی، ثبات سیاسی و کنترل فساد موجب کاهش تخریب محیط‌زیست می‌شوند.

ندری و همکاران (۲۰۲۱)^۷، تأثیر فاوا بر انتشار دی اکسید کربن در ۵۸ اقتصاد در حال توسعه برای داده‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۴ را با استفاده از مدل PMG-ARDL^۸ بررسی کردند و نشان دادند که استفاده از فاوا، از نظر زیست‌محیطی برای کشورهای در حال توسعه مفید است.

لیو و همکاران (۲۰۲۲)^۹، در بررسی کشورهای گروه E7 در بازه ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۸ از روش‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته قابل اجرا، رگرسیون پنلی صدکی و تجزیه واریانس استفاده کردند. یافته‌های این مطالعه تأیید می‌کند که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، نوآوری‌های فناورانه و کیفیت نهادی نقش مؤثری در کاهش انتشار گاز دی اکسید کربن دارند.

-
1. Wang et al. (2020)
 2. Cross-Sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag
 3. Usman et al. (2021)
 4. Acheampong et al. (2021)
 5. Alatas (2021)
 6. Khan et al. (2021)
 7. N'dri et al. (2021)
 8. Pooled Mean Group Autoregressive Distributed Lag
 9. Liu et al. (2022)

خان و همکاران (۲۰۲۴)^۱، به بررسی تأثیر نوآوری‌های فناوری، تحقیق و توسعه و مصرف انرژی تجدیدپذیر بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای گروه ۷ پرداختند، یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که نوآوری‌های فناوری و مصرف انرژی تجدیدپذیر نقش مهمی در کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن دارند. این مطالعه همچنین تأکید می‌کند که سیاست‌های زیست‌محیطی فعال و زیرساخت‌های مناسب برای انرژی‌های تجدیدپذیر می‌توانند اثرات مثبت این فناوری‌ها را تقویت کنند.

بنابراین مرور مطالعات گذشته نشان می‌دهد که اثر فاوا بر انتشار دی‌اکسیدکربن در میان کشورها متغیر و تابعی از عوامل ساختاری، سیاستی و تکنولوژیکی است. درحالی‌که در برخی کشورها، فاوا به‌عنوان ابزاری برای کاهش آلودگی عمل کرده، در برخی دیگر، به‌واسطه مصرف انرژی فسیلی و نبود زیرساخت‌های سبز، نقش افزایشی داشته است. همچنین، بخش زیادی از مطالعات تمرکز خود را بر کشورهای توسعه‌یافته یا کشورهای درحال توسعه به‌طورکلی گذاشته‌اند، درحالی‌که پژوهش حاضر با تمرکز خاص بر کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط و بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی پیشرفته گشتاور تعمیم‌یافته سیستم و تحلیل مؤلفه‌های اصلی، درصدی پر کردن این خلأ پژوهشی است.

۳-۲. نوآوری پژوهش

۳-۱. تحلیل انتقادی

مطالعات متعددی در دو دهه گذشته تلاش کرده‌اند تا ارتباط میان توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) و انتشار دی‌اکسیدکربن را بررسی کنند. باوجود رشد کمی این پژوهش‌ها، تحلیل انتقادی آن‌ها نشان می‌دهد که ادبیات موجود از جنبه‌های نظری، روش‌شناسی، و دامنه تجربی، هنوز با چالش‌هایی مهم مواجه است.

۱. عدم اجماع نظری و نتایج متناقض

یکی از چالش‌های مهم در ادبیات موجود، تضاد در یافته‌ها است. برخی مطالعات فاوا را عامل کاهش آلودگی زیست‌محیطی معرفی کرده‌اند، درحالی‌که برخی دیگر آن را منبع جدیدی از مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای دانسته‌اند. این تناقض می‌تواند ناشی از تفاوت در انتخاب شاخص‌های فاوا، متغیرهای کنترلی، ساختار اقتصادی کشورها و افق زمانی تحلیل باشد. در بسیاری از مطالعات، تأثیرات بلندمدت و کوتاه‌مدت از یکدیگر تفکیک نشده‌اند که می‌تواند منجر به تفسیرهای ناقص و گمراه‌کننده شود.

۲. ضعف در ساخت شاخص‌های ترکیبی و چندبعدی بودن فاوا

فاوا پدیده‌ای چندبعدی است که شامل زیرساخت‌ها، دسترسی، استفاده، مهارت دیجیتال، و نوآوری می‌شود. بااین‌حال، اغلب مطالعات تنها از یک یا دو متغیر ساده (مانند تعداد کاربران اینترنت یا خطوط موبایل) استفاده کرده‌اند که نمی‌تواند نمایانگر کامل توسعه فناوری باشد. عدم استفاده از روش‌هایی مانند تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای ساخت شاخص ترکیبی، یکی از نواقص رایج در پژوهش‌های پیشین است که باعث کاهش دقت مدل‌سازی و استنباط می‌شود.

۳. استفاده محدود از روش‌های پویا و کنترل درون‌زایی

بسیاری از مطالعات از روش‌های ایستا مانند حداقل مربعات معمولی، اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده کرده‌اند که نمی‌توانند با پویایی داده‌های پانل یا مسئله درون‌زایی متغیرها مقابله کنند. این امر می‌تواند موجب بروز تورش در ضرایب برآوردی و استنباط نادرست از روابط علی شود. تعداد محدودی از پژوهش‌ها از گشتاور تعمیم‌یافته سیستمی یا مدل پنل پویا بهره گرفته‌اند که نشان‌دهنده یک خلأ روش‌شناسی در بدنه ادبیات است.

۴. تمرکز بیش از حد بر کشورهای توسعه‌یافته یا در حال توسعه به‌طور کلی

ادبیات تجربی عمدتاً بر کشورهایی با درآمد بالا یا کشورهایی با درآمد پایین تمرکز دارد و کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط که ویژگی‌های ساختاری و گذار فناورانه خاصی دارند، کمتر مورد توجه قرار گرفته‌اند. این در حالی است که این کشورها هم‌زمان با رشد اقتصادی، رشد سریعی در حوزه فاوا دارند و تأثیر آن بر محیط‌زیست ممکن است الگوهای متفاوتی را نشان دهد. در نتیجه، شناسایی اثرات فاوا در این گروه خاص از کشورها یک خلأ پژوهشی مهم محسوب می‌شود.

۵. عدم تلفیق نظریه‌های توسعه پایدار با رویکردهای فناورانه

بسیاری از پژوهش‌ها به‌صورت صرفاً تجربی به تحلیل رابطه فاوا و دی‌اکسیدکربن پرداخته‌اند و فاقد چارچوب نظری منسجم هستند. کمتر مطالعه‌ای نظریه‌هایی مانند منحنی کوزنتس زیست‌محیطی، مدل‌های رشد سبز، یا نظریه‌های نوآوری محیط‌زیستی را در تحلیل خود لحاظ کرده است. این ضعف نظری موجب می‌شود نتایج به‌خوبی در بافت مفهومی گسترده‌تری قرار نگیرند و نتوان از آن‌ها برای سیاست‌گذاری استفاده کاربردی کرد. در مجموع، ادبیات موجود اگرچه بینش‌های مهمی در خصوص رابطه میان فاوا و انتشار دی‌اکسیدکربن فراهم آورده است، اما از نظر، عدم ساخت شاخص‌های ترکیبی از فاوا، استفاده محدود از روش‌های پویا مانند گشتاور تعمیم‌یافته سیستمی، تمرکز ناکافی بر کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط و عدم تبیین نظری دقیق دارای محدودیت‌هایی جدی است. پژوهش حاضر باهدف رفع این خلأها، رویکردی ترکیبی را در پیش گرفته است؛ از یک‌سو با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی شاخصی جامع از توسعه فاوا می‌سازد، و از سوی دیگر با بهره‌گیری از مدل گشتاور تعمیم‌یافته در چارچوب نظری منحنی کوزنتس زیست‌محیطی، تصویری دقیق‌تر و علمی‌تر از رابطه فاوا و آلودگی زیست‌محیطی ارائه می‌دهد.

۲-۳-۲. نوآوری پژوهش

نخست، در این مطالعه به‌منظور سنجش جامع و دقیق توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات، از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای ساخت یک شاخص ترکیبی فاوا استفاده شده است. این رویکرد با کاهش ابعاد داده و حذف هم‌خطی میان متغیرهای مرتبط با فناوری، نظیر کاربران اینترنت، خطوط تلفن همراه و میزان پهنای باند، زمینه‌ساز برآوردی پایدارتر و قابل‌اعتمادتر در مدل‌سازی اثر فاوا بر انتشار دی‌اکسیدکربن شده است. در بسیاری از مطالعات مشابه، متغیرهای فناورانه به‌صورت منفرد وارد مدل شده‌اند که می‌تواند موجب تورش آماری شود، درحالی‌که استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی به‌عنوان یک روش نوین، دقت تحلیل را افزایش داده و اعتبار استنباط‌ها را تقویت می‌کند.

دوم، به کارگیری تخمین گر گشتاورهای تعمیم یافته در این تحقیق، نوآوری مهمی در سطح روش‌شناسی محسوب می‌شود. این روش نه تنها امکان مدل سازی پویایی داده‌های پانل را فراهم می‌سازد، بلکه از طریق کنترل ناهمسانی و درون‌زایی، نتایج را از لحاظ آماری معتبرتر می‌سازد. درحالی‌که بسیاری از مطالعات پیشین به روش‌های ایستا یا مقطعی اکتفا کرده‌اند، استفاده از به پژوهش حاضر اجازه می‌دهد تا تأثیرات بلندمدت و کوتاه‌مدت فاوا بر انتشار کربن را به طور هم‌زمان بررسی کند.

سوم، تمرکز پژوهش بر کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط نوآوری دیگری است که کمتر در ادبیات موردتوجه قرار گرفته است. این گروه از کشورها در موقعیتی گذار از توسعه یافتگی قرار دارند؛ از یک سو از زیرساخت‌های فناوری نسبتاً پیشرفته برخوردارند و از سوی دیگر، در مسیر صنعتی شدن و رشد اقتصادی سریع قرار دارند که این ترکیب، وضعیت زیست محیطی آن‌ها را پیچیده و خاص می‌سازد. مطالعه اختصاصی این کشورها می‌تواند بینش‌هایی متفاوت از نتایج کلی حاصل از بررسی کشورهای توسعه یافته یا در حال توسعه ارائه دهد.

در نهایت، استفاده از مجموعه داده‌ای گسترده در بازه زمانی بلندمدت (۱۹۹۵-۲۰۲۲) و تلفیق نظریه‌های محیط‌زیستی مانند منحنی کوزنتس زیست محیطی با متغیرهای فناورانه، این پژوهش را در زمره مطالعات میان‌رشته‌ای و نوآورانه قرار می‌دهد که می‌تواند سهم مهمی در تبیین سازوکارهای گذار به توسعه پایدار ایفا کند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر باهدف بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط و تحلیل نقش سایر متغیرهای اقتصادی و انرژی انجام شده است. داده‌ها به صورت پنلی سالانه برای کشور با درآمد بالاتر از متوسط طی دوره مورد مطالعه جمع‌آوری شده‌اند. انتخاب این کشورها بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی و دسترسی کامل به داده‌ها صورت گرفته است تا اعتبار تحلیل‌ها تضمین شود.

۳-۱. تصریح مدل

از لحاظ نظری، این مقاله از تابع تولید کاب - داگلاس (۱۹۲۸) با اصلاحات لازم به منظور بررسی رابطه بین فاوا، منابع انرژی تجدیدناپذیر و سوخت فسیلی، تجارت کالا، مراعات و جنگلبانی و انتشار دی‌اکسیدکربن در چارچوب کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط استفاده می‌کند.

$$LCO_{2(i,t)} = \beta_0 + \gamma_0 X_{(i,t)} \quad (۲)$$

$$LCO_{2(i,t)} = \beta_0 + \gamma_0 X_{(i,t)} + \varepsilon_{(i,t)} \quad (۳)$$

LCO_2 و X به ترتیب نشان‌دهنده گزارش انتشار CO_2 (فیلتر برای پایداری محیط‌زیست) و رگرسیوها هستند. ما مدل سیستم گشتاور تعمیم یافته را از معادله (۳) گرفته و به صورت ذیل نمایش می‌دهیم:

$$LCO_{2(i,t)} = \beta_1 LCO_{2(i,t-1)} + \gamma_1 ICT_{(i,t)} + \gamma_2 INDU_{(i,t)} + \gamma_3 REGT_{(i,t)} + \gamma_{(4)} MEX_{(i,t)} + \gamma_5 LINCO_{(i,t)} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

در مدل تصریح شده CO_2 متغیر وابسته، ICT فناوری اطلاعات و ارتباطات، REGT انرژی تجدیدپذیر، INCO مقدار تولید ناخالص ملی، INDU ارزش افزوده بخش صنعت و MEX صادرات کالاهای با تکنولوژی متوسط و بالا است و β ، μ_i ، λ_t و ε_{it} به ترتیب نشان‌دهنده ضریب رگرسیون و اثرات ثابت مخصوص کشور i ، اثرات زمان و جملات خطا در کشور i در زمان t است، متغیرها به تفصیل در جدول (۲) معرفی گردیده‌اند.

۳-۲. داده‌ها

این مطالعه از داده‌های پانل سالانه برای ۱۵۴ کشور با درآمد بالاتر از متوسط که دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۲ را پوشش می‌دهند، استفاده کرد. اطلاعات از داده‌های بانک جهانی استخراج شده‌اند. انتخاب نمونه‌ی ۵۴ کشور بر اساس معیارهای شفاف و عینی انجام شده است تا هم اعتبار آماری تحلیل حفظ شود، هم مسئله کامل بودن و هم قابل مقایسه بودن داده‌ها پوشش یابد. به طور مشخص، معیارهای گزینش به شرح زیر بوده‌اند:

۱. معیار سطح درآمد: کشورهایی وارد نمونه شدند که بر اساس طبقه‌بندی درآمدی بانک جهانی در دسته‌های با درآمد بالاتر از متوسط، بسته به تعریف مورد استفاده در مطالعه قرار داشتند. این شرط، همسویی نمونه با هدف تحقیق (تمرکز بر کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط) را تضمین می‌کند.

۲. معیار دسترسی و کامل بودن داده‌ها: ورود هر کشور مشروط بر وجود داده سالانه قابل قبول برای کلیه متغیرهای اصلی پژوهش (دی‌اکسید کربن، تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی فسیلی، مصرف انرژی تجدیدپذیر، سهم صنعت/ارزش افزوده صنعتی، صادرات فناوری‌محور، شاخص‌های فاوا و متغیرهای کنترلی دیگر) در بازه زمانی مطالعه بوده است. تنها کشورهایی که پوشش داده‌ای کافی برای تشکیل پنل متوازن یا تقریباً متوازن فراهم می‌کردند نگه داشته شدند. حذف کشورها عمدتاً به دلیل نبود داده یا پراکندگی شدید ناپیوسته در سری‌های زمانی صورت گرفت.

۳. حذف واحدهای نامتناسب و داده‌های پرت: برای اجتناب از اثرگذاری نامتناسب مشاهدات دارای خطای گزارش، واحدهایی با اندازه اقتصادی بسیار کوچک یا با نوسانات غیرعادی حذف شدند.

۴. نمایندگی منطقه‌ای و فراگیری: با اعمال معیارهای فوق، نمونه نهایی شامل کشورهای از مناطق جغرافیایی مختلف شد تا یافته‌ها بیشترین تعمیم‌پذیری ممکن را در چارچوب «کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط» داشته باشد.

نتیجه اجرای این چهاربند، مجموعه ۵۴ کشور بود، عددی که تعادل مناسب بین تنوع کشورها و کیفیت کامل بودن داده‌ها را فراهم می‌آورد و از منظر روش‌شناختی برای برآوردهای مبتنی بر گشتاور تعمیم‌یافته مناسب است.

۱. آلبانی، الجزیره، آرژانتین، ارمنستان، آذربایجان، بلاروس، بلژ، بوسنی و هرزگوین، بوتسوانا، برزیل، چین، کلمبیا، کاستاریکا، کوبا، دومینیکو، تووالو، اوکراین، اکوادور، السالوادور، گینه استوایی، فیجی، گابن، گرجستان، گرنادا، گواتمالا، اندونزی، ایران، عراق، جامائیکا، قزاقستان، کوزوو، لیبی، مالزی، مالدیو، جزایر مارشال، موریتانی، مکزیک، مولداوی، مغولستان، مونتنگرو، نامیبیا، مقدونیه شمالی، پاراگوئه، پرو، صربستان، آفریقای جنوبی، سنت لویس، سنت وینسنت و گرنادا، سورینام، تایلند، تونگا، ترکیه، ترکمنستان، جمهوری دومینیکن.

جدول ۲: معرفی متغیرهای تحقیق

منبع	شرح	متغیر	
بانک جهانی	ضریب نفوذ اینترنت (درصد از جمعیت)	INT	ICT
بانک جهانی	ضریب نفوذ تلفن همراه (از هر یک صد نفر)	MOB	
بانک جهانی	پهنای باند ثابت (از هر یک صد نفر)	BROD	
بانک جهانی	ضریب نفوذ تلفن ثابت	TEL	
بانک جهانی	انتشار دی اکسید کربن (کیلوگرم بر حسب تولید ناخالص داخلی)	CO ₂	
بانک جهانی	مصرف سوخت انرژی تجدیدپذیر (درصد از کل)	REC	REGT
بانک جهانی	تولید برق تجدیدپذیر (درصد از کل تولید برق)	REO	
بانک جهانی	ارزش افزوده صنعت (درصد از تولید ناخالص)	INDU	
بانک جهانی	صادرات کالای با تکنولوژی متوسط و بالا (درصد صادرات کارخانه ای)	MEX	
بانک جهانی	تولید ناخالص داخلی	INCO	

۳-۳. مدل گشتاور تعمیم‌یافته: چارچوب نظری و کاربرد

روش گشتاور تعمیم‌یافته یکی از تکنیک‌های قدرتمند و انعطاف‌پذیر در اقتصادسنجی نوین است که نخستین بار توسط لارس پیتر هانسن در سال ۱۹۸۲ معرفی شد. این روش عمدتاً برای برآورد مدل‌هایی به کار می‌رود که در آن‌ها فرض کلاسیک برون‌زایی متغیرهای توضیحی نقض شده و مشکلاتی نظیر درون‌زایی، ناهمسانی واریانس یا خودهمبستگی در جملات خطا وجود دارد. روش گشتاور تعمیم‌یافته بر مبنای مجموعه‌ای از شرایط گشتاور تعریف می‌شود که بیان می‌دارند امید ریاضی حاصل ضرب بین متغیرهای ابزار و خطای مدل برابر صفر است. به بیان دقیق‌تر، در این روش فرض می‌شود که متغیرهای ابزاری^۱ با خطای مدل ناهمبسته هستند، درحالی‌که ممکن است برخی متغیرهای توضیحی با خطا همبستگی داشته باشند. در عمل، به جای استفاده از امید ریاضی واقعی (که معمولاً ناشناخته است)، از میانگین نمونه‌ای شرایط گشتاور استفاده می‌شود. سپس پارامترهای مدل به گونه‌ای برآورد می‌شوند که این شرایط گشتاور تا حد امکان برآورده شوند؛ یعنی مقدار میانگین نمونه‌ای حاصل ضرب خطا در ابزارها به صفر میل کند. این امر از طریق کمینه‌سازی یک تابع هدف صورت می‌گیرد که شامل ماتریسی از وزن‌هاست و در نسخه دومرحله‌ای روش گشتاور تعمیم‌یافته، وزن‌ها بر اساس واریانس شرطی بهینه‌سازی می‌شوند. یکی از مزایای مهم روش گشتاور تعمیم‌یافته آن است که برخلاف روش‌های سنتی مانند حداقل مربعات معمولی یا حداقل مربعات دومرحله‌ای^۲، نیازمند فرض نرمال بودن توزیع جملات خطا نیست و درعین حال، در مواجهه با ناهمسانی واریانس و ساختارهای پیچیده همبستگی عملکرد قابل‌قبولی دارد. این روش به‌ویژه در داده‌های پانلی و مدل‌های دینامیک، از جمله مدل‌های آریلانو - باند، کاربرد گسترده‌ای دارد. برای اعتبارسنجی

1. Instrumental Variables
2. Tow-Stage Least Squares

مدل روش گشتاور تعمیم یافته، آزمون‌هایی نظیر آزمون هانسن یا سارگان به کار می‌روند که اعتبار ابزارها و صحت شرایط گشتاور را مورد بررسی قرار می‌دهند. به علاوه، در مدل‌های پانلی، بررسی خودهمبستگی جملات خطا از طریق آزمون‌های $AR(1)$ ، $AR(2)$ ضروری است. در مجموع، روش گشتاور تعمیم یافته به عنوان یک ابزار تخمین قوی، سازگار و منعطف، جایگاه ویژه‌ای در تحلیل‌های اقتصادسنجی یافته است؛ به ویژه در مواردی که چالش‌های آماری و نقض فروض کلاسیک مانع استفاده از روش‌های ساده‌تر می‌شوند.

۳-۴. تحلیل مؤلفه‌های اصلی

تحلیل مؤلفه‌های اصلی یکی از روش‌های شناخته شده در تحلیل آماری چندمتغیره است که باهدف کاهش ابعاد داده‌ها و درعین حال حفظ بیشترین میزان اطلاعات انجام می‌شود. این روش به ویژه هنگام مواجهه با داده‌هایی با ابعاد بالا و هم خطی بین متغیرها بسیار سودمند است. تحلیل مؤلفه‌های اصلی مجموعه‌ای از متغیرهای اصلی را به مجموعه‌ای کوچک‌تر از مؤلفه‌های مستقل تبدیل می‌کند که به ترتیب، بیشترین واریانس موجود در داده‌ها را توضیح می‌دهند (Wold et al., 2021)، در این روش، متغیرهای اولیه با یکدیگر ترکیب شده و مؤلفه‌های جدیدی را تشکیل می‌دهند که هر کدام جهت جدیدی را در فضای داده‌ها تعریف می‌کنند. نخستین مؤلفه اصلی بیشترین تغییرپذیری را در داده‌ها نمایش می‌دهد. مؤلفه‌های بعدی نیز به ترتیب با حفظ استقلال از مؤلفه‌های قبلی، بخش دیگری از واریانس باقیمانده را توضیح می‌دهند. این ساختار سلسله‌مراتبی به پژوهشگر اجازه می‌دهد تا تنها مؤلفه‌های مهم را نگه دارد و مؤلفه‌های کم‌اهمیت‌تر را حذف کند. نتیجه آن، ساده‌سازی ساختار داده‌ها بدون از دست دادن اطلاعات اصلی است (Abdi & Williams, 2021). در این مقاله ابتدا دو شاخص ترکیبی برای فاوا و انرژی تجدیدپذیر و به صورت زیر می‌سازیم.

با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی چهار شاخص موبایل، اینترنت و تلفن ثابت و پهنای باند ثابت که بیانگر شاخص فاوا هستند، تبدیل به یک شاخص ترکیبی می‌شود؛ بنابراین حداکثر چهار مؤلفه اصلی وجود خواهد داشت که با $PC1$ ، $PC2$ ، $PC3$ و $PC4$ نشان داده، و مقدار هر کدام به ترتیب ۵۱، ۵۳، ۳۸ و ۵۴ درصد از تغییرات شاخص ترکیبی فاوا در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط را توضیح می‌دهد باتوجه به آزمون اسکری^۱ - که در نمودار سنگ‌ریزه‌ای^۲ که در نمودار زیر آورده شده است - از بین چهار مؤلفه، مؤلفه اول بیشترین توضیح‌دهندگی تغییرات شاخص ترکیبی فاوا را دارد و گفتنی است که شاخص ترکیب بر اساس این مؤلفه ساخته می‌شود، وزن اجزای شاخص فاوا در جدول (۳) و نمودار (۱) آورده شده است.

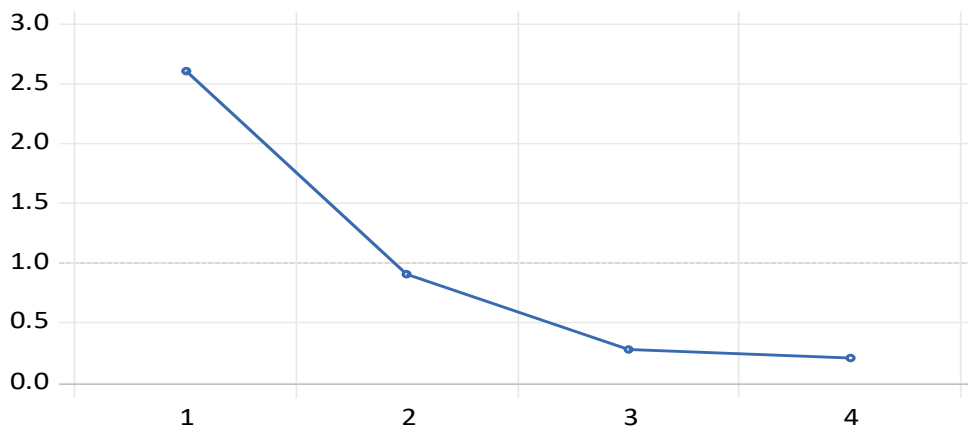
جدول ۳: وزن اجزای شاخص فاوا بر اساس $PC1$

متغیر	تلفن ثابت	موبایل	اینترنت	پهنای باند	درصد توضیح‌دهندگی
$PC1$	۳۸٪	۵۱٪	۵۳٪	۵۴٪	۶۵

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Scree Test
2. Scree Plot

Scree Plot (Ordered Eigenvalues)

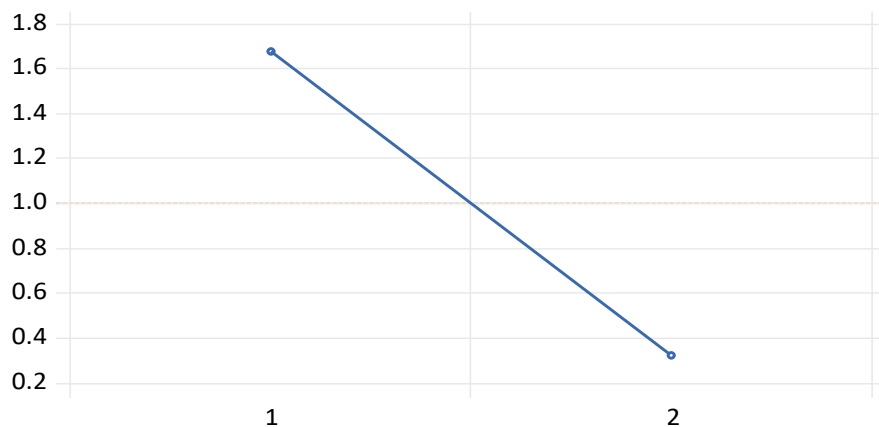


شکل ۱: نمودار مؤلفه‌های شاخص ترکیبی فاوا

منبع: یافته‌های پژوهش

در ادامه دو شاخص مصرف انرژی تجدیدپذیر و تولید انرژی تجدیدپذیر الکتریسیته به یک شاخص تبدیل می‌شود که به صورت ذیل است. وزن اجزای شاخص فاوا در جدول (۴) و نمودار (۲) آورده شده است.

Scree Plot (Ordered Eigenvalues)



شکل ۲: نمودار مؤلفه‌های شاخص ترکیبی فاوا

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴: وزن اجزای شاخص انرژی تجدیدپذیر بر اساس PC1

متغیر	مصرف انرژی تجدیدپذیر	تولید برق تجدیدپذیر	درصد توضیح‌دهندگی
PC1	۳۸٪	۵۴٪	۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. یافته‌های توصیفی

به‌منظور بررسی ویژگی‌های اولیه داده‌ها و ایجاد درک مقدماتی از ساختار متغیرها، ابتدا آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از نرم‌افزار ایویوز محاسبه گردید. این آماره‌ها شامل شاخص‌هایی همچون میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و حداکثر مقادیر است. نتایج یافته‌های توصیفی داده‌های پژوهش در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
CO2	-۰/۵۸۴۲	-۰/۷۲۳۷	۱/۶۴۳۷	-۲/۱۷۹۹	۰/۷۳۲۳
ICT	۵۶/۵۷۰۳	۵۲/۷۲۶۲	۱۸۱/۷۵۴۸	۰/۰۰۰۰	۴۵/۱۳۶۱
INDU	۲۹/۵۷۴۸	۲۶/۸۰۶۹	۹۲/۷۶۳۸	۵/۴۰۳۱	۱۳/۴۵۱۷
REGT	۲۸/۶۷۴۷	۱۷/۴۰۷۲	۱۲۰/۷۳۱۹	۰/۰۰۰۰	۳۱/۲۲۳۴
MEX	۲۶/۴۴۴۷	۲۳/۲۴۹۸	۸۱/۷۲۹۸	۰/۰۰۰۰	۲۰/۸۱۰۱
INCO	۸/۲۹۸۲	۸/۳۰۷۳	۹/۳۹۴۸	۴/۸۵۹۳	۰/۴۸۹۶

منبع: خروجی نرم‌افزار ایویوز

آماره‌های توصیفی جدول ۵ نشان می‌دهد که میانگین انتشار دی‌اکسید کربن منفی است و این بیانگر کاهش خالص انتشار دی‌اکسید کربن در دوره مطالعه است. دامنه تغییرات و انحراف معیار پایین این متغیر نشان می‌دهد که نوسانات انتشار دی‌اکسید کربن در کشورهای نمونه نسبتاً محدود بوده است. متغیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بیشترین دامنه تغییرات و انحراف معیار را دارد که بیانگر تفاوت چشمگیر سطح توسعه فاوا میان کشورها و دوره‌هاست. ارزش افزوده بخش صنعت با میانگین متوسط و دامنه تغییرات وسیع نشان می‌دهد که ساختار صنعتی کشورها بسیار متنوع است و سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی آنها یکسان نیست. مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر میانگین پایین اما دامنه تغییرات بالایی دارد و این موضوع بیانگر تفاوت معنادار کشورها در استفاده از منابع انرژی پاک است. صادرات کالاهای با فناوری متوسط و بالا نیز دامنه نوسانات گسترده‌ای دارد که نشان‌دهنده شکاف میان کشورها در سطح رقابت‌پذیری فناورانه و ساختار صادرات است. تولید ناخالص داخلی توزیعی متقارن و کمترین انحراف معیار را دارد که بیانگر همگرایی نسبی در سطح فعالیت اقتصادی کشورهای مورد مطالعه است. به‌طور کلی، این نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای کلیدی پژوهش، به‌ویژه توسعه فاوا، سهم صنعت، مصرف انرژی تجدیدپذیر و صادرات فناورانه، دارای ناهمگنی بالایی بین کشورها هستند. این ناهمگنی ضرورت استفاده از مدل‌های پانل و لحاظ اثرات خاص کشورها را برای دستیابی به برآورد دقیق تأثیر آنها بر انتشار دی‌اکسید کربن برجسته می‌کند.

۴-۲. آزمون ریشه واحد

بیش از برآورد مدل‌های اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های پانلی، بررسی مانایی متغیرها ضروری است، زیرا وجود روند یا ساختار نامانا در داده‌ها می‌تواند منجر به نتایج تورش دار و رگرسیون کاذب شود. در این مقاله، برای آزمون وجود ریشه واحد، از روش لوین - لین - چو^۱ استفاده گردید که به طور ویژه برای داده‌های تابلویی طراحی شده و یکی از آزمون‌های کلاسیک در این حوزه محسوب می‌شود. روش لوین چاو ابتدا داده‌ها را با حذف اثرات مقطعی و روند زمانی مشترک تصفیه کرده، سپس آماره t تعدیل شده را برای ضریب خودرگرسیون برآورد می‌کند. معناداری منفی این آماره در سطوح اطمینان متداول (یک، پنج یا ده درصد) منجر به رد فرض صفر و تأیید مانایی متغیر می‌گردد.

در این مقاله باتوجه به نتایج آزمون ریشه واحد در جدول (۶)، نشان می‌دهد که متغیرهای CO_2 و $INDU$ در سطح خود مانا هستند، درحالی که متغیرهای $REGT$ ، ICT ، MEX و $INCO$ پس از تفاضل گیری مرتبه اول مانا می‌شوند و دارای یکپارچگی مرتبه اول هستند. این ترکیب متغیرهای مانا در سطح و مانا با تفاضل مرتبه اول ضرورت بررسی هم انباشتگی پانلی و استفاده از روش‌های مدل سازی مناسب مانند روش گشتاورهای تعمیم یافته را نشان می‌دهد تا بتوان اثر بلندمدت و کوتاه مدت فاوا، ساختار صنعتی، مصرف انرژی تجدیدپذیر و صادرات فناورانه بر انتشار دی اکسیدکربن را به طور دقیق برآورد کرد.

جدول ۶: نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای تحقیق

نام متغیر	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
CO_2	-۳/۲۳۴۳	۰/۰۰۰۶	تأیید مانایی در سطح
ICT	-۱۱/۴۰۳۵	۰/۰۰۰۰	تأیید مانایی با تفاضل مرتبه اول
$INDU$	-۴/۰۳۵۶	۰/۰۰۰۰	تأیید مانایی در سطح
$REGT$	-۲۴/۰۳۶۳	۰/۰۰۰۰	تأیید مانایی با تفاضل مرتبه اول
MEX	-۲۱/۷۱۲۹	۰/۰۰۰۰	تأیید مانایی با تفاضل مرتبه اول
$INCO$	-۱۵/۴۹۸۶	۰/۰۰۰۰	تأیید مانایی با تفاضل مرتبه اول

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز

۴-۳. آزمون هم انباشتگی (هم جمعی)

پس از تعیین درجه انباشتگی متغیرها و اطمینان از هم درجه بودن آن‌ها، گام بعدی بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهاست. در این مقاله، برای آزمون هم جمعی داده‌های پانلی از روش کائو (۱۹۹۹) استفاده شد. این آزمون بر اساس رویکرد انگل-گرنجر^۲ توسعه یافته و فرض می‌کند ضرایب متغیرها در بین مقاطع همگن هستند.

1. Levin-Lin-Chu

2. Engle-Granger

جدول ۷: نتایج آزمون هم انباشتگی

مقدار احتمال	مقدار آماره t	نام آزمون
۰/۰۱۸۱	-۲/۰۹۴۸	آزمون هم انباشتگی باقیمانده‌های کائو

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز

آزمون کائو معمولاً بر اساس آماره دیکی فولر تعدیل شده گزارش می شود. اگر مقدار آماره آزمون منفی و از نظر آماری معنادار باشد، فرض صفر رد شده و وجود رابطه هم جمعی بین متغیرها تأیید می گردد. باتوجه به مقادیر جدول (۷)، نتایج آزمون کائو نشان داد که مقدار آماره دیکی فولر تعدیل شده منفی و در سطح اطمینان ۱ درصد معنادار است؛ بنابراین، فرض صفر رد شده و می توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مدل یک رابطه تعادلی بلندمدت پایدار وجود دارد. این یافته، استفاده از مدل های پویا نظیر مدل تصحیح خطا یا مدل آردل پانلی را برای تحلیل رفتار کوتاه مدت و بلندمدت متغیرها موجه می سازد.

۴-۴. بررسی هم خطی متغیرهای توضیحی و مستقل

یکی از مراحل مهم پیش از برآورد مدل های اقتصادسنجی، بررسی وجود هم خطی میان متغیرهای توضیحی است. هم خطی شدید باعث افزایش واریانس ضرایب برآوردی، کاهش معناداری آماری و ناپایداری نتایج می شود. برای شناسایی این مشکل، در این مقاله از تحلیل کوواریانس به روش عادی در نرم افزار ایویوز استفاده گردید. این روش با محاسبه ماتریس کوواریانس و ضرایب همبستگی پیرسون بین جفت متغیرهای توضیحی، میزان وابستگی خطی میان آن ها را مشخص می کند. مقادیر بالای همبستگی (به ویژه بالاتر از ۰/۸ یا ۰/۹) نشانگر احتمال بالای وجود هم خطی است و نیازمند توجه ویژه در انتخاب متغیرها یا اصلاح مدل است.

در مقاله حاضر، ابتدا ماتریس کوواریانس و سپس ماتریس همبستگی بین متغیرهای مستقل محاسبه شد. بررسی ضرایب همبستگی نشان داد که اکثر مقادیر، جدول (۸)، در محدوده قابل قبول (کمتر از ۰/۸) قرار دارند و بنابراین، خطر هم خطی شدید در مدل پایین است. این نتیجه اطمینان می دهد که ضرایب برآوردی مدل، از پایداری و قابلیت تفسیر کافی برخوردار هستند و اثرات متغیرهای توضیحی به صورت مستقل قابل شناسایی است.

جدول ۸: ماتریس همبستگی بین متغیرهای توضیحی

ضریب همبستگی (احتمال)	ICT	INDU	REGT	MEX	INCO
ICT	۱/۰۰۰ (---)	-	-	-	-
INDU	۰/۱۹۷- (۰/۰۰۰)	۱/۰۰۰ (---)	-	-	-
REGT	۰/۲۶۴ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۴- (۰/۰۰۰)	۱/۰۰۰ (---)	-	-
MEX	۰/۰۰۷- (۰/۴۸۶)	۰/۲۲۶- (۰/۰۰۰)	۰/۰۹۵- (۰/۰۰۹)	۱/۰۰۰ (---)	-
INCO	۰/۰۳۰ (۰/۰۴۸)	۰/۲۳۳- (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۹- (۰/۱۷۷)	۰/۳۸۰- (۰/۰۰۰)	۱/۰۰۰ (---)

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز

به‌طور کلی، استفاده از تحلیل کوواریانس به روش عادی به‌عنوان یک آزمون مقدماتی، ابزاری کارآمد برای ارزیابی هم‌خطی پیش از اجرای روش‌های پیچیده‌تر همچون ضریب تورم واریانس^۱ محسوب می‌شود. این گام نه‌تنها مانع از بروز مشکلات برآوردی می‌گردد، بلکه باعث افزایش اعتبار نتایج و استنتاج‌های آماری پژوهش می‌شود.

۴-۵. برآورد مدل رگرسیونی و آزمون فرضیه

برای آزمون فرضیات، از روش تحلیل رگرسیون با استفاده از نرم‌افزار ایویوز استفاده می‌شود؛ لذا لازم است ابتدا مدل رگرسیونی و ضرایب رگرسیون برآورد و آنگاه با تفسیر خروجی‌های حاصله، فرضیات تحقیق آزمون گردد. باتوجه‌به ساختار داده‌ها، پیش از برآورد نهایی مدل، لازم است تعیین شود که آیا داده‌ها از نوع پانل هستند یا می‌توان آن‌ها را به‌صورت ترکیبی^۲ برآورد کرد. به بیان دیگر، باید مشخص گردد که آیا مدل دارای اثرات ثابت یا اثرات تصادفی است. برای این منظور، در گام نخست از آزمون اف - لیمر استفاده شد. این آزمون با مقایسه برآورد مدل مقطعی ترکیبی با مدل دارای اثرات ثابت، تصمیم‌گیری در مورد پذیرش یا رد فرضیه صفر (مبنی بر برتری مدل پولد) را امکان‌پذیر می‌سازد. در صورتی که نتایج آزمون اف - لیمر وجود اثرات ثابت را تأیید نماید، در گام بعد از آزمون هاسمن^۳ برای انتخاب بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی استفاده می‌شود. این فرایند تضمین می‌کند که روش برآورد انتخابی، منطبق با ویژگی‌های داده‌ها بوده و نتایج به‌دست‌آمده از اعتبار و دقت لازم برخوردار باشند.

۴-۵-۱. بررسی مدل تجمیعی یا پانل

در این مقاله، آزمون اف - لیمر با استفاده از نرم‌افزار ایویوز اجرا گردید. نتایج، جدول (۹)، نشان داد که مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است و در نتیجه، فرض صفر مبنی بر کفایت مدل تجمیعی رد شد؛ بنابراین، استفاده از مدل پانل با دارای اثرات یا تصادفی برای برآورد روابط بین متغیرها انتخاب گردید. در صورتی که بر اساس نتایج آزمون اف لیمر برای هر یک از فرضیه‌ها، استفاده از روش داده‌های پانل مورد تأیید واقع شود، به‌منظور این که مشخص گردد کدام روش (اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی) برای برآورد مناسب‌تر است (تشخیص ثابت یا تصادفی بودن تفاوت‌های واحدهای مقطعی) از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در این آزمون، تأیید فرض H_0 به معنای برتری مدل با اثرات تصادفی است (بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد) و تأیید فرض H_1 به معنای برتری مدل با اثرات ثابت (بین اثرات فردی و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد) است. باتوجه‌به نتایج جدول (۹) و اینکه مقدار احتمال آزمون هاسمن کمتر از ۰/۰۵ و معنادار است، در نتیجه این فرض آماری که مدل دارای اثرات تصادفی باشد، رد می‌شود؛ بنابراین در نهایت نتیجه حاصل می‌شود که مدل دارای اثرات ثابت بر روی مقاطع است و با این تنظیمات، مدل رگرسیون برآورد می‌گردد.

1. Variance Inflation Factor

2. Pooled

3. Hausman Test

جدول ۹: نتیجه آزمون اف لیمر و آزمون هاسمن

نوع آزمون	آماره	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
آزمون اف لیمر	T	۱۷۷/۳۳۵۱	۰/۰۰۰۰	مدل پانل (دارای اثرات ثابت یا تصادفی) است
آزمون هاسمن	χ^2	۳۷/۴۳۴۶	۰/۰۰۰۰	مدل دارای اثرات تصادفی نیست (اثرات ثابت دارد)

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز

۴-۵-۲. برآورد گشتاور تعمیم یافته

پس از تعیین نوع مدل پانل و برآورد اولیه با استفاده از مدل های اثرات ثابت یا تصادفی، برای برآورد دقیق و کنترل مشکلات هم خطی و آلایندهی متغیرهای توضیحی، از روش گشتاور تعمیم یافته استفاده می شود. این روش یکی از تکنیک های قدرتمند اقتصادسنجی برای داده های پانلی پویا است و امکان برآورد ضرایب در حضور متغیرهای توضیحی داخلی و خودهمبستگی باقیمانده ها را فراهم می کند.

جدول ۱۰: برآورد گشتاور تعمیم یافته برای دی اکسید کربن

متغیر	ضریب	انحراف معیار	احتمال	آماره t	مقدار
دی اکسید کربن	۰/۶۴۳۱	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۰۰	۴۵/۱۱۹۳	-
فاوا	-۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۸	-۳/۶۳۰۳	-
صنعت	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۷	۰/۰۴۳۰	۲/۰۸۹۹	-
انرژی تجدیدپذیر	-۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۳	-۳/۹۹۲۸	-
درآمد	۰/۰۳۸۱	۰/۰۱۴۹	۰/۰۱۴۸	۲/۵۴۶۴	-
صادرات کالای با تکنولوژی بالا	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۲	۰/۱۲۵۱	-۱/۵۶۶۴	-
آماره سارگان	-	-	-	-	۰/۰۹۱۷۶

منبع: خروجی نرم افزار ایویوز

در این مقاله، پس از آزمون اثرات ثابت و تصادفی و انتخاب مدل مناسب، روش گشتاور تعمیم یافته با استفاده از نرم افزار ایویوز برای برآورد نهایی ضرایب مدل به کار گرفته شد. همان طور که در جدول (۱۰) مشاهده می شود، مقادیر احتمال آزمون سارگان^۱ و هانسن^۲ بزرگتر از سطح خطای ۵ درصد هستند؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر «عدم همبستگی ابزارها با جمله اخلاص» رد نمی شود. این نتیجه نشان می دهد ابزارهای انتخاب شده معتبر بوده و برآوردها دچار تورش ناشی از شناسایی ضعیف ابزارها نیستند. افزون بر این، مقادیر نزدیک به هم این دو آزمون نشان می دهد که مدل از مشکل استفاده بیش از حد از ابزارها نیز رنج نمی برد. بدین ترتیب می توان گفت که نتایج حاصل از برآورد گشتاور تعمیم یافته از نظر اعتبار آماری قابل اتکا هستند و یافته های پژوهش از پشتوانه روش شناختی لازم برخوردارند.

1. Sargan
2. Hansen

۴-۵-۳. تحلیل نتایج تخمین مدل

نتایج جدول ۱۰ نشان می‌دهد که ضریب تولید ناخالص داخلی به توان دو منفی و معنادار است که حاکی از وجود رابطه غیرخطی و وارونه U بین درآمد و انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط است. به عبارت دیگر، در مراحل ابتدایی توسعه، افزایش درآمد با افزایش انتشار دی‌اکسیدکربن همراه است، اما پس از رسیدن به یک نقطه عطف درآمدی، رشد اقتصادی موجب کاهش انتشار می‌شود. متغیرهای کنترل‌کننده مانند مصرف انرژی فسیلی و سهم صنعت اثر افزایشی، و مصرف انرژی تجدیدپذیر و صادرات کالاهای با فناوری بالا اثر کاهشی بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارند. همچنین، فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر دوگانه داشته و می‌تواند هم افزایش‌دهنده و هم کاهش‌دهنده انتشار باشد. این یافته‌ها نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر، ارتقای بهره‌وری صنعتی و توسعه فناوری‌های کم‌کربن می‌تواند نقطه عطف درآمدی را سریع‌تر محقق کرده و روند کاهش انتشار در بخش نزولی منحنی کوزنتس زیست‌محیطی را تسریع کند.

ضریب فناوری اطلاعات و ارتباطات منفی و معنادار است که نشان می‌دهد توسعه این فناوری در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط به کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن منجر می‌شود. فاوا می‌تواند با ارتقای کارایی انرژی، بهبود فرایندهای تولید و کاهش هدررفت انرژی، اثر کاهنده قابل توجهی بر فشار زیست‌محیطی داشته باشد. از دیدگاه نظری، این نتایج با چارچوب منحنی کوزنتس زیست‌محیطی همسو هستند، زیرا کشورهایی که درآمدشان در سطح بالاتر قرار دارد، می‌توانند با بهره‌گیری از فناوری‌های نوین، روند انتشار دی‌اکسیدکربن را کنترل کرده و وارد مرحله کاهش انتشار در بخش نزولی منحنی شوند. به بیان دیگر، فاوا نه تنها موجب افزایش کارایی اقتصادی می‌شود، بلکه به عنوان یک ابزار راهبردی برای کاهش انتشار در مرحله پس از نقطه عطف درآمدی عمل می‌کند؛ بنابراین، سیاست‌هایی که توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات را همراه با سرمایه‌گذاری در نوآوری‌های دیجیتال و فناوری‌های سبز ترویج می‌کنند، می‌توانند نقش مؤثری در مدیریت انتشار دی‌اکسیدکربن ایفا کرده و دستیابی به کاهش آلودگی نیازمند تلفیق فناوری با سیاست‌های انرژی و محیط‌زیست است.

افزایش تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد. این یافته بیانگر آن است که کشورهای مورد بررسی هنوز در مرحله‌ای از توسعه قرار دارند که رشد اقتصادی عمدتاً بر پایه مصرف انرژی‌های فسیلی و فعالیت‌های صنعتی پرکربن استوار است. چنین نتیجه‌ای با شواهد مطالعات گذشته همخوانی دارد که نشان می‌دهند به طور میانگین در بسیاری از اقتصادها هنوز جداسازی کامل رشد اقتصادی از انتشار CO₂ محقق نشده است (Scientific Reports, 2024). در چارچوب نظری منحنی کوزنتس زیست‌محیطی نیز قابل توضیح است، چراکه در سطوح پایین و متوسط درآمد، افزایش درآمد معمولاً با رشد انتشار همراه است و تنها پس از عبور از یک نقطه عطف می‌توان انتظار کاهش آلودگی را داشت (Destek, 2020). علاوه بر این، نقش فاوا می‌تواند این رابطه را تشدید یا تضعیف کند. مطالعات اخیر نشان داده‌اند که بخش فاوا از یک سو با مصرف انرژی دیتاسنترها و زیرساخت‌های دیجیتال می‌تواند سهم قابل توجهی در انتشار داشته باشد، اما از سوی دیگر با ارتقای کارایی انرژی و دیجیتالی‌سازی فرایندها قادر است شدت کربن را کاهش دهد (Wang et al., 2024)؛ بنابراین

یافته‌ها نه تنها تأییدی بر وجود رابطه افزایشی میان تولید ناخالص داخلی و انتشار دی اکسید کربن است، بلکه اهمیت سیاست گذاری در گذار انرژی و مدیریت پایدار فاوا را برای تغییر جهت این رابطه برجسته می‌سازد. تحلیل مدل نشان می‌دهد که ضریب صادرات کالاهای با فناوری بالا منفی اما غیرمعنادار است که بیانگر آن است که در حال حاضر توسعه صادرات فناوری محور تأثیر قابل توجهی بر کاهش انتشار دی اکسید کربن ندارد؛ بنابراین، در کوتاه مدت این بخش نقش محدودی در کاهش فشار زیست محیطی ایفا می‌کند، اما پتانسیل آن برای اثرگذاری در بلندمدت و همراه با توسعه فناوری و نوآوری‌های سبز وجود دارد.

بر اساس نتایج حاصله از برآورد مدل رشد بخش صنعت در کشورهای مورد مطالعه اثر مثبت و معناداری بر انتشار دی اکسید کربن دارد. این یافته تأییدی بر این نکته است که در مراحل فعلی توسعه، صنعتی شدن همچنان بر پایه مصرف انرژی‌های فسیلی و فرایندهای پر کربن استوار است. مطالعات اخیر نیز نشان می‌دهند که در اغلب اقتصادهای نوظهور، صنعتی سازی به دلیل وابستگی به انرژی‌های آلاینده موجب افزایش انتشار دی اکسید کربن می‌شود (Zhang et al., 2022)؛ بنابراین، حرکت به سمت صنایع دانش بنیان، سرمایه گذاری در نوآوری سبز و ارتقای کارایی انرژی می‌تواند مسیر این رابطه را تغییر داده و در بلندمدت منجر به کاهش اثر منفی صنعت بر محیط زیست شود (Wang & Dong, 2023).

افزایش نگرانی‌های زیست محیطی و فشارهای جهانی برای کاهش گازهای گلخانه‌ای، کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط را به سمت توسعه و گسترش منابع انرژی تجدیدپذیر سوق داده است. طبق نتایج برآورد مدل، متغیر مصرف انرژی تجدیدپذیر دارای ضریب منفی و معنادار است. این بدان معناست که افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط، منجر به کاهش انتشار دی اکسید کربن شده است. این نتیجه کاملاً قابل انتظار است؛ زیرا انرژی‌های تجدیدپذیر (خورشیدی، بادی و...) برخلاف سوخت‌های فسیلی، فاقد یا دارای آلاینده‌گی بسیار ناچیز هستند و جایگزینی آن‌ها با سوخت‌های آلاینده، شدت انتشار کربن را کاهش می‌دهد. این نتیجه با شواهد مطالعات گذشته نیز همخوانی دارد که نشان می‌دهند توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر یکی از مهم ترین ابزارهای دستیابی به رشد سبز و تحقق اهداف کاهش انتشار در توافق نامه پاریس است (Apergis & Payne, 2021; Uzar, 2022; Wang et al., 2023)؛ بنابراین، تقویت سیاست‌های حمایتی از سرمایه گذاری در بخش انرژی تجدیدپذیر و ارتقای زیرساخت‌های مرتبط، می‌تواند به تغییر ساختار انرژی و حرکت به سمت مسیر پایدارتر کمک شایانی کند.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادها

۵-۱. نتیجه گیری

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که متغیرهای فناوری اطلاعات و ارتباطات، انرژی‌های تجدیدپذیر، فعالیت صنعتی، درآمد و صادرات کالاهای با فناوری بالا تأثیر قابل توجهی بر انتشار دی اکسید کربن دارند. ابتدا، اثر توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار دی اکسید کربن منفی و معنادار بود که بیانگر نقش کاهش دهنده فناوری‌های دیجیتال بر آلاینده‌گی است. این اثر می‌تواند از طریق افزایش بهره‌وری انرژی، کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی

و تسهیل اجرای راهکارهای سبز تحقق یابد. یافته‌های مشابهی در مطالعات پیشین نیز گزارش شده است؛ به‌عنوان مثال، ژانگ و همکاران (۲۰۲۴) نشان دادند که توسعه فاوا می‌تواند با بهبود مدیریت منابع و کاهش مصرف انرژی، اثر مهمی در کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن داشته باشد. این نتایج نشان می‌دهند که فناوری اطلاعات و ارتباطات نه تنها ابزاری برای رشد اقتصادی و توسعه اجتماعی است، بلکه می‌تواند به طور مستقیم در حفاظت از محیط‌زیست نقش مؤثری ایفا کند.

نتایج پژوهش همچنین نشان داد که انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر منفی و معناداری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارند، این یافته بیانگر اثر مثبت منابع انرژی پاک در کاهش آلاینده‌گی است و با مطالعات بین‌المللی همسو است. بر اساس گزارش آژانس بین‌المللی انرژی (۲۰۲۱)، افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر در سبد انرژی کشورها به طور مستقیم باعث کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود. حسن و همکاران (۲۰۲۴)، به بررسی تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی پرداخته و یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که افزایش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در این کشورها با کاهش قابل توجهی در انتشار دی‌اکسیدکربن همراه بوده است. این مطالعه بر اهمیت انتقال به سمت منابع انرژی پاک و تجدیدپذیر در راستای کاهش آلاینده‌گی‌های زیست‌محیطی تأکید دارد.

این نتایج اهمیت سیاست‌گذاری در جهت افزایش استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر را در چارچوب توسعه پایدار برجسته می‌سازد. در مقابل، فعالیت صنعتی و درآمد تأثیر مثبت و معناداری بر انتشار دی‌اکسیدکربن داشتند، این نتایج نشان می‌دهد که رشد صنعتی و اقتصادی، به‌ویژه در مراحل اولیه توسعه، می‌تواند فشار قابل توجهی بر محیط‌زیست وارد کند. یافته‌ها با نظریه منحنی کوزنتس زیست‌محیطی همسو است و مطالعات پیشین نشان داده‌اند که افزایش رشد اقتصادی و صنعتی شدن می‌تواند منجر به افزایش مصرف انرژی و در نتیجه افزایش انتشار آلاینده‌ها شود (Grossman & Krueger, 1995). تأثیر صادرات کالاهای با فناوری بالا منفی اما غیرمعنادار بود که نشان‌دهنده اثر محدود این متغیر در کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن است. همچنین، اعتبار ابزارهای استفاده‌شده توسط آزمون سارگان تأیید شد (آماره = ۰/۹۱۷۶) که نشان می‌دهد برآوردهای ارائه‌شده قابل اعتماد هستند و نتایج پژوهش از استحکام آماری مناسبی برخوردارند. به‌طور کلی، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات و افزایش سهم انرژی‌های تجدیدپذیر نقش مؤثری در کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن دارند، درحالی‌که رشد صنعتی و درآمدی همچنان فشار افزاینده بر محیط‌زیست ایجاد می‌کند. این یافته‌ها بر اهمیت اتخاذ سیاست‌های جامع تأکید دارند؛ سیاست‌هایی که با بهره‌گیری از فناوری‌های نوین، توسعه انرژی‌های پاک و مدیریت هوشمند رشد صنعتی و اقتصادی، می‌توانند به کاهش آلاینده‌گی و تحقق توسعه پایدار کمک کنند. نتایج پژوهش با مطالعات پیشین همسو بوده و نشان‌دهنده ضرورت تلفیق رویکردهای فناوریانه، انرژی پاک و سیاست‌گذاری اقتصادی برای مقابله با چالش‌های زیست‌محیطی و بهبود کیفیت زندگی جوامع است. هدف این مقاله ارزیابی آثار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط‌زیست (انتشار دی‌اکسیدکربن) در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در دوره

زمانی ۱۹۹۵-۲۰۲۲ است که نشان می‌دهد کاهش انتشار دی‌اکسید کربن در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط مستلزم ترکیبی از توسعه فاوا، سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر، اصلاح ساختار صنعتی و سیاست‌های زیست‌محیطی هماهنگ است. رشد اقتصادی به‌تنهایی نمی‌تواند عامل کاهش آلودگی باشد و دستیابی به بخش نزولی منحنی کوزنتس زیست‌محیطی نیازمند سیاست‌گذاری یکپارچه و مبتنی بر شواهد است.

۵-۲. پیشنهادها

باتوجه به رشد روزافزون استفاده از فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات در تمام ابعاد زندگی فردی، اجتماعی و اقتصادی، توجه به تأثیرات زیست‌محیطی این فناوری‌ها، به‌ویژه در زمینه انتشار گازهای گلخانه‌ای، بیش‌ازپیش ضروری است. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که فاوا می‌تواند نقش مؤثری در کاهش انتشار دی‌اکسید کربن ایفا کند؛ هرچند خود مصرف‌کننده انرژی است، اما از طریق دیجیتالی‌سازی فرایندها، بهینه‌سازی مصرف منابع و افزایش بهره‌وری انرژی در سایر بخش‌ها، اثر کاهنده قابل‌توجهی بر فشار زیست‌محیطی دارد. براین اساس، مجموعه‌ای از اقدامات سیاستی، فنی، فرهنگی و تحقیقاتی باید به طور هماهنگ طراحی و اجرا شود.

۱. سیاست‌های ملی و اقتصادی:

در سطح سیاست‌گذاری، لازم است چارچوبی ملی برای توسعه پایدار فاوا طراحی شود که در آن اصول کاهش کربن در تدوین مقررات، استانداردها و مشوق‌های اقتصادی لحاظ گردد. دولت‌ها می‌توانند با تدوین استانداردهای اجباری مصرف انرژی برای تجهیزات دیجیتال، الزام استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در مراکز داده و شبکه‌های مخابراتی، و اعطای تسهیلات مالی به کسب‌وکارهای فناوری‌محور سبز، زیرساخت‌های قانونی و اقتصادی لازم برای حرکت به‌سوی فناوری‌های کم‌کربن را فراهم کنند. ایجاد کارگروه‌های تخصصی بین‌بخشی میان نهادهای فناوری، انرژی و محیط‌زیست نیز هماهنگی لازم در تدوین سیاست‌ها را تضمین خواهد کرد.

۲. اقدامات فنی و زیرساختی:

تمرکز بر طراحی و پیاده‌سازی زیرساخت‌های دیجیتال با بهره‌وری بالای انرژی ضروری است. مراکز داده باید با بهره‌گیری از فناوری‌های نوین خنک‌سازی، استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و توزیع هوشمند جغرافیایی، مصرف انرژی خود را کاهش دهند. توسعه نرم‌افزارها و الگوریتم‌های بهینه، تولید تجهیزات کم‌مصرف با قابلیت بازیافت، و استفاده گسترده از رایانش ابری و مجازی‌سازی از دیگر ابزارهای کلیدی کاهش مصرف منابع در سطوح مختلف فاوا محسوب می‌شوند.

۳. ابعاد فرهنگی و رفتاری:

تغییر الگوهای کاری و مصرف کاربران نقش مهمی در اثرگذاری بلندمدت فاوا دارد. ترویج دورکاری، جلسات مجازی، آموزش آنلاین و خدمات دولت الکترونیک می‌تواند به کاهش تردهای غیرضروری، مصرف سوخت‌های فسیلی و انتشار گازهای گلخانه‌ای منجر شود. ارتقای سواد دیجیتال زیست‌محیطی از طریق آموزش در مدارس، دانشگاه‌ها و رسانه‌ها نیز نگرش جامعه را نسبت به نقش فناوری در حفظ محیط‌زیست بهبود می‌بخشد.

۴. پژوهش و نوآوری:

تقویت پژوهش‌های بین‌رشته‌ای در زمینه پایش، ارزیابی و مدل‌سازی اثرات زیست‌محیطی فاوا، توسعه شاخص‌های ملی برای اندازه‌گیری ردپای کربن دیجیتال و استفاده از ابزارهای هوش مصنوعی برای تحلیل و بهینه‌سازی مصرف انرژی، می‌تواند به تصمیم‌گیری بهتر و آینده‌نگرانه‌تر در این حوزه کمک کند. به‌طور کلی، فناوری اطلاعات و ارتباطات اگر به‌درستی هدایت شود، نه تنها تهدید زیست‌محیطی نیست، بلکه می‌تواند یکی از مؤثرترین ابزارها برای گذار به اقتصاد کم‌کربن، توسعه پایدار و مقابله با تغییرات اقلیمی باشد. تحقق این هدف نیازمند نگاه چندبُعدی، اقدام هماهنگ و تعهد جمعی تمامی ذی‌نفعان، از سیاست‌گذاران و طراحان فناوری تا کاربران نهایی است.

۵-۳. محدودیت‌های پژوهش

این پژوهش با چند محدودیت همراه بوده است. نخست، کیفیت و دسترسی به داده‌های مرتبط با شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات در برخی کشورها محدود بوده و این امر می‌تواند بر دقت نتایج اثرگذار باشد. دوم، ناهمگنی ساختاری، نهادی و اقتصادی میان کشورها ممکن است بر تعمیم‌پذیری یافته‌ها تأثیر بگذارد. سوم، دوره زمانی انتخاب‌شده تمامی تحولات فناورانه و سیاستی اخیر را به طور کامل پوشش نمی‌دهد؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده با استفاده از داده‌های دقیق‌تر، رویکردهای منطقه‌ای یا مقایسه‌ای، و دوره‌های زمانی طولانی‌تر انجام شوند تا نتایج جامع‌تر و قابل‌اتکاتری به دست آید.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رساله دکتری، **پرویز وفادار** در رشته اقتصاد ایران است که تحت راهنمایی دکتر محمود محمودزاده و با مشاوره دکتر صالح قویدل در گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه انجام شده است.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

شناسه ارکید (ORCID)

<https://orcid.org/0009-0004-8597-1881>

<https://orcid.org/0000-0002-5844-8604>

<https://orcid.org/0000-0003-0851-9969>

پرویز وفادار 

محمود محمودزاده 

صالح قویدل 

منابع و مأخذ

- ارباب، حمیدرضا و شعبانی، اسماعیل. (۱۳۹۶). تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر آلودگی‌های زیست‌محیطی در کشورهای D8. فصلنامه مطالعات مدیریت فناوری اطلاعات، ۵(۲۰)، ۷۷-۱۰۲. <https://doi.org/10.22054/ims.2017.8617>
- اعظمی، سمیه، محمودوند، میلاد و سهیلی، کیومرث. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط زیست در آلوده کننده‌های بزرگ آسیایی. تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران، ۹(۲)، ۴۵-۷۲. <https://doi.org/10.22051/ieda.2024.45399.1380>
- جعفری پرویزخانلو، کرم، پایتختی اسکویی، سیدعلی و ازلی، رباب. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست: مطالعه موردی کشورهای حوزه خلیج فارس. نشریه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۱۸(۱)، ۱۱۱-۱۳۸. <https://doi.org/10.22096/esp.2021.129466.1364>
- طیاری، مریم، محمودزاده، محمود و موسوی، میرحسین. (۱۴۰۲). بررسی پویایی‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات و تخریب محیط زیست (شواهدی از کشورهای در حال توسعه). نشریه پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران، ۱۲(۴۷)، ۱۰۱-۱۲۷. <https://doi.org/10.22054/jiee.2023.74581.2021>
- قهرمانی، مهرداد، نظری هریس، مرتضی، زارع، کاظم و محمدی ایوانلو، بهنام. (۱۳۹۶). مدیریت انرژی پارکینگ خودروهای برقی در شبکه توزیع برق با استفاده از روش بهینه‌سازی مقاوم. چهارمین کنفرانس بین‌المللی فناوری و مدیریت انرژی. (۱۱ صفحه). <https://civilica.com/doc/749895>
- محمودزاده، محمود، شاه بیگی، حامد (۱۳۹۱). آثار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شدت انرژی در کشورهای در حال توسعه. فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، ۲۳(۲۴)، ۶۷-۸۸. <https://ensani.ir/fa/article/325037/>
- محمدیان، فرشته و اسماعیلی، زهرا. (۱۴۰۳). بررسی تاثیر حکمرانی خوب و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر: شواهدی از مجمع کشورهای صادرکننده گاز. نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، ۳(۲)، ۱-۲۹. <https://doi.org/10.22034/jep.2024.141593.1137>

References

- Abdi, H., & Williams, L. J. (2021). Principal component analysis: Theoretical overview and recent advances. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 13(1), e1510. <https://doi.org/10.1002/wics.101>
- Alatas, A. (2021). The role of information and communication technologies for environmental sustainability: evidence from a large panel data analysis. *Journal of Environmental Management*. 293 (2021). <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.112889>
- Andrae, A. S. G., & Edler, T. (2015). On global electricity usage of communication technology: Trends to 2030. *Challenges*, 6(1), 117-157. <https://doi.org/10.3390/challe6010117>
- Apergis, N., & Payne, J. E. (2021). Renewable energy, CO₂ emissions, and economic growth: Evidence from OECD countries. *Energy Policy*, 156, 112-137
- Arbab, H., & Shabani, E. (2017). The impact of information and communication technology on environmental pollution in D8 countries. *Journal of Information Technology Management Studies*, 5(20), 77-102. <https://doi.org/10.22054/ims.2017.8617> [In Persian]
- Azami, S., Mahmoodvand, M. & Sohaili, K. (2023). Investigating the Impact of Information and Communication Technology on Environmental Quality in Major Asian Emitters. *Iranian Economic Development Analyses*, 9(2), 45-72. <https://doi.org/10.22051/ieda.2024.45399.1380> [In Persian]
- Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (2004). Trade, growth, and the environment. *Journal of Economic Literature*, 42(1), 7-71. <https://doi.org/002205104773558047/10.1257>

- Destek, M. A. (2020). Shining a new light on the environmental Kuznets curve for CO₂. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 20764-20773. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-08917-2>
- Destek, M. A., & Sinha, A. (2020). Renewable, non-renewable energy consumption, economic growth, trade openness and ecological footprint: Evidence from organisation for economic co-operation and development countries. *Journal of Cleaner Production*, 242, 118537. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.118537>
- Destek, M. A., & Sinha, A. (2020). The impact of digital technologies on greenhouse gas emissions: Evidence from developing countries. *Environmental Science and Policy*, 114, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2020.08.003>
- Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets Curve hypothesis: A survey. *Ecological Economics*, 49(4), 431-455. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>
- GeSI. (2020). Digital with purpose: Delivering a SMARTer 2030. Global e-Sustainability Initiative (GeSI). Retrieved from <https://gesi.org/research>
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353-377. <https://doi.org/2118443/10.2307>
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- IEA (2021). Data Centres and Data Transmission Networks. International Energy Agency. <https://www.iea.org/reports/data-centres-and-data-transmission-networks>
- IEA (2021). Global energy review 2021: CO₂ emissions. <https://www.iea.org/reports/global-energy-review-2021/co2-emissions>
- ITU (2020). Global E-waste Monitor 2020. International Telecommunication Union. <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/publications/e-waste2020.aspx>
- Jafari, K., & Khanlou, P. (2021). Investigating the effects of information and communication technology and economic growth on environmental pollution: A case study of the Persian Gulf countries. *Economic Studies and Policies*, 17(1). <https://civilica.com/doc/1327987> [In Persian]
- Jones, P., & Smith, L. (2021). Digitalization and environmental sustainability: A systematic review. *Journal of Cleaner Production*, 315, 128123. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128123>
- Hassan, H., Zhang, X., & Li, J. (۲۰۲۴). A deep dive into renewable energy's influence on OECD countries' carbon emissions. *Energy Economics*, 92, 103025. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.103025>
- Hilty, L. M., & Aebischer, B. (2015). ICT for sustainability: An emerging research field. In L. M. Hilty & B. Aebischer (Eds.), *ICT innovations for sustainability* (pp. 3-36). Springer. https://doi.org/978-3-319-09228-7/10.1007/_1
- Hook, A., Court, V., Sovacool, B. K., & Sorrell, S. (2020). A systematic review of the energy and climate impacts of teleworking. *Environmental Research Letters*, 15(9), 093003. <https://doi.org/1748-9326/10.1088/ab8a84>
- Kang, J., & Kim, Y. (2019). ICT development and CO₂ emissions: Panel data evidence from OECD countries. *Telecommunications Policy*, 43(5), 101823. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2019.03.002>
- Khan, S., & Alam, M. (2024). Pathways to carbon neutrality in G7 economies: The role of technological innovation, R&D, and renewable energy consumption. *Science and Technology for the Environment*, 25(3), 123-135. <https://doi.org/10.1016/j.ste.2024.03.012>

- Khan, D., Yaseen, M. R., & Rehman, A. (2021). High-technology exports, renewable energy and CO₂ emissions: Evidence from BRICS economies. *Journal of Cleaner Production*, 286, 124941
- Li, S., Yu, H., Xu, Y., & Shi, Y. (2021). Remote Sensing for Environmental Monitoring: Progress and Perspectives. *Remote Sensing*, 13(3), 475. <https://doi.org/10.3390/rs13030475>
- Li, Y., Zhao, R., & Zhang, X. (2022). ICT and carbon emissions: Dynamic effects in developing economies. *Frontiers in Environmental Science*, 10, 875421 DOI: 10.3389/fenvs.2022.875421
- Liu, H., Anwar, A., Razzaq, A., & Yang, L. (2022). Modeling the macroeconomic determinants of carbon dioxide emissions in E-7 countries: The role of technological innovation and institutional quality. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(33), 50168–50180. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-23723-0>
- N'dri, L. M., Islam, M., & Kakinaka, M. (2021). ICT and environmental sustainability: any differences in developing countries?. *Journal of Cleaner Production*, 297, 126642. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.126642>
- Mohammadian, F., & Esmacili, Z. (2024). Investigating the impact of good governance and economic growth on renewable and non-renewable energy consumption: Evidence from the Gas Exporting Countries Forum. *Journal of Economic Policies and Research*, 3(2), 1-29. <https://doi.org/10/22034/JEPR.2024/141593/1137> [in Persian]
- Mahmoudzadeh, M., & Shahbeigi, H. (2012). The effects of information and communication technology on energy intensity in developing countries. *New Economy and Trade Quarterly*, 23(24), 67–88. <https://ensani.ir/fa/article/325037> [in Persian]
- Müller, E., Stucki, T., & Woerter, M. (2020). The effect of ICT on environmental sustainability: Evidence from Swiss manufacturing firms. *Environmental and Resource Economics*, 75(1), 1–34. <https://doi.org/10.1007/s10640-019-00394-8>
- OECD (2020). Digital Economy Outlook 2020. Organisation for Economic Co-operation and Development. <https://www.oecd.org/digital/digital-economy-outlook>
- Panayotou, T. (1993). Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. ILO Working Paper, World Employment Programme, International Labour Office.
- Salahuddin, M., Alam, K., & Ozturk, I. (2016). The effects of internet usage and economic growth on CO₂ emissions in OECD countries: A panel investigation. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 62, 1226–1235. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.04.018>
- Freire-González, J., Padilla Rosa, E. & Raymond, J. L. (2024). World economies' progress in decoupling from CO₂ emissions. *Scientific reports*, 14(1), 20480. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-71101-2>
- Shahbaz, M., Balsalobre-Lorente, D., & Sinha, A. (2022). Export diversification, technological innovation, and environmental sustainability. *Technological Forecasting and Social Change*, 176, 121451. DOI: 10/1016/j.techfore.2022/121451
- Shahbaz, M., Sinha, A., & Mahalik, M. (2019). Modeling the environmental Kuznets curve for emerging economies: The role of ICT and economic growth. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(22), 22934–22947. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-05158-2>
- Shahbaz, M., Khraief, N., & Jemaa, M. M. B. (2017). On the causal nexus of road transport CO₂ emissions and macroeconomic variables in Tunisia: Evidence from combined cointegration tests. *Natural Hazards*, 86(1), 465-485. <https://doi.org/10.1007/s11069-016-2693-8>

- Stern, D. I. (2017). The environmental Kuznets curve after 25 years. *Journal of Bioeconomics*, 19(1), 7-28. <https://doi.org/10.1007/s1-9243-017-10818>
- Tayyari, M., Mahmoudzadeh, M., & Mousavi, M. H. (2023). Investigating the dynamics of information and communication technology and environmental degradation: Evidence from developing countries. *Iranian Journal of Energy Economics*, 12(47), 101-127. <https://doi.org/10.22054/jiee.2023.74581.2021> [inPersian]
- Usman, A., Shahbaz, M., & Wang, S. (2021). Does ICT have symmetric or asymmetric effects on CO₂ emissions? Evidence from nine Asian economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(1), 112-125. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10710-6>
- Uzar, U. (2022). Renewable energy consumption and environmental sustainability in emerging economies. *Renewable Energy*, 190, 947-0957
- Vidal, O., Goffé, B., & Arndt, N. (2013). Metals for a low-carbon society. *Nature Geoscience*, 6(11), 894-896. <https://doi.org/10.1038/ngeo1993>
- Wold, S., Esbensen, K., & Geladi, P. (2021). Principal Component Analysis: A Retrospective. *Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems*, 214, 104322. [https://doi.org/10.1016/0169-7439\(87\)80084-9](https://doi.org/10.1016/0169-7439(87)80084-9)
- Wang, J., Liu, Q., & Xu, H. (2024). The impact of the global digital economy on carbon emissions: Evidence from developed and developing countries. *Sustainability*, 16(5), 02140 DOI: 10/3390/su16052140
- Wang, S., & Dong, K. (2023). Green industrialization and carbon neutrality: Empirical evidence from panel data. *Sustainable Production and Consumption*, 36, 45-58. *Journal of Cleaner Production* .Doi:10.1016/S0959-6526(22)05189-7
- Wang, L., Vo, X. V., Shahbaz, M., & Ak, A. (2020). Globalization and carbon emissions: Is there any role of agriculture value-added, financial development, and natural resource rent in the aftermath of COP21? *Journal of Environmental Management*, 276, 111712. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.111712>
- Zanella, A., Bui, N., Castellani, A., Vangelista, L., & Zorzi, M. (2014). Internet of Things for smart cities. *IEEE Internet of Things Journal*, 1(1), 22-32. Doi: 10.1109/JIOT.2014.2306328
- Zhang, Z., et al. (2024). Digital economy development and carbon emission: Evidence from 72 countries. *Scientific Reports*, 14, 12345. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-78831-3>
- Zhang, J., Wang, Y., & Liu, Z. (2022). Industrialization and CO₂ emissions in emerging economies: The role of energy structure and technological innovation. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(32) 48564-48577. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-18888-1>
- Zhang, Y., Li, K., & Zhou, M. (2021). Industrialization, energy consumption and CO₂ emissions: Evidence from developing countries. *Energy Policy*, 149, 112-124.

Research Article

The Impact of the Preferential Tariff Agreement Between Iran and the Eurasian Economic Union on the Competitiveness of Product**

Ata Safaee¹ , Seyed Reza Miraskari^{*2} , Farzad Rahimzadeh² 

1. M.A. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Guilan, Rasht, Iran.

2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Guilan, Rasht, Iran.

Received 11 January 2026

Revise 29 June 2026

Accepted 14 July 2026

Publish 23 September 2026

Abstract

The preferential tariff agreement between Iran and the Eurasian Economic Union provides an important framework for assessing the effects of reducing tariff barriers on the competitiveness of selected products. Focusing on two groups of products, namely agri-food and textiles, this study seeks to measure the impact of the agreement on Iran's industrial competitiveness index. Using panel data for the period 2010–2023 and the Generalized Method of Moments (GMM) approach, the results show that reductions in import tariffs have a positive and statistically significant effect on competitiveness, and vice versa. By contrast, export tariffs have a positive but statistically insignificant effect. Exports have a positive and significant effect on the competitiveness index, emphasizing the role of trade expansion in industrial development. Imports, however, have a negative and significant effect on competitiveness. The implementation of the preferential tariff agreement has improved the competitiveness of Iran's agri-food and textile industries. Constructive measures aimed at concluding preferential tariff agreements with regional economic blocs, reforming the tariff structure, improving logistics and customs infrastructure, and strengthening export-oriented policies can pave the way for sustainable improvements in competitiveness and Iran's effective integration into international trade.

Keywords: International Trade, Preferential Tariff, Competitiveness, Eurasian Economic Union, Generalized Method of Moments

JEL Classification: F13, F14, C40

* **Corresponding Author:** Seyed Reza Miraskari

E-mail: rmiraskari@guilan.ac.ir

Tel: +989112482300

** **Note:** This article is derived from the master's thesis of *Ata Safaee* in Economics at University of Guilan, Rasht, Iran.

Cite This Article (APA): Safaee, A., Miraskari, S. R. & Rahimzadeh, F. (2026). The impact of the preferential tariff agreement between Iran and the Eurasian Economic Union on the competitiveness of product. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(3), 63-85. <https://doi.org/10.22034/jepr.2026.145335.1341> [In Persian].

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64618.html?lang=en



© The Author(s), 2026. *Economic Policies and Research*, Published online by University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

The Industrial Competitiveness Index is one of the indicators used by the United Nations Industrial Development Organization (UNIDO) to assess the competitiveness and industrial performance of different economies in terms of production and trade. Using the components identified for this purpose, a set of related sub-indices, such as the production and export capacity of manufacturing industries, is evaluated and compared. These indicators reflect countries' capacity to participate in international markets and engage in high-value-added activities and advanced technologies.

Important criteria of industrialization have recently received considerable attention in numerous studies. The United Nations Industrial Development Organization (UNIDO) has analyzed several of these criteria, including the labor force, productivity, competitiveness, and innovation, and has developed one of the most important research indicators, known as the Industrial Competitiveness Index, which is published annually as a time series for countries around the world.

The preferential tariff agreement between Iran and the member countries of the Eurasian Economic Union, including Russia, Kazakhstan, Kyrgyzstan, Armenia, and Belarus, was concluded in Moscow in 2018 and covered 862 commodity items with the aim of facilitating export and import tariff reductions. The agreement came into effect in 2019. Furthermore, in the spring of 1404, the agreement became tariff-free for 7,000 HS codes in order to remove additional tariff barriers and increase trade between the parties.

The purpose of this study is to answer the following question: What is the impact of the preferential tariff agreement between Iran and the Eurasian Economic Union on the competitiveness of Iran's agri-food and textile industries?

Methodology

The present study employs two-digit Harmonized System (HS) codes to calculate and estimate the impact of the preferential tariff agreement between Iran and the Eurasian Economic Union on the competitiveness of selected agri-food and textile industries.

First, the Industrial Competitiveness Index is defined and calculated based on the UNIDO methodology using composite indicators such as value added per capita, the share of industrial exports, and labor productivity. Subsequently, panel data covering the period 2010–2023 are used to estimate the model for the codes associated with the selected industries using the Generalized Method of Moments (GMM) approach.

The estimation is based on panel data and the Generalized Method of Moments in order to obtain more efficient estimates. An important advantage of GMM over conventional methods such as Ordinary Least Squares (OLS) and Generalized Least Squares (GLS) is its relative efficiency in the presence of correlated errors or weak instruments and its ability to provide consistent and efficient estimates.

Results and Discussion

Research Models (1) and (2) are estimated using the dynamic Generalized Method of Moments approach within a panel-data framework covering five cross-sectional units over the period 2010–2023, corresponding to 14 annual periods. The method is selected because of the presence of dynamic effects in the dependent variable and the possibility of endogeneity among the explanatory variables.

$$\text{Compet}_{i,t} = \alpha \text{Compet}_{i,t-1} + \beta_1 \Delta \text{Import}_{i,t} + \beta_2 \Delta \text{Export}_{i,r} + \beta_3 \text{Exchange.rate}_{i,t} + \beta_4 \text{PTA} + \delta_{it} \quad (1)$$

$$\text{Compet}_{i,t} = \alpha \text{Compet}_{i,t-1} + \beta_1 \Delta \text{Import}_{i,t} + \beta_2 \Delta \text{Export}_{i,r} + \beta_3 \text{IM}_{\text{TAR}_{it}} + \beta_4 \text{EX}_{\text{TAR}_{it}} + \beta_5 \text{Exchange.rate}_{i,t} + \delta_{it} \quad (2)$$

The results of the Sargan test show that the probability value is greater than the significance level, indicating that the null hypothesis regarding the validity of the instruments cannot be rejected and that the selected instruments are appropriate for estimating Models (1) and (2).

The third variable, exports, has a positive and statistically significant effect. As expected, reductions in import tariffs have a positive and significant effect on the competitiveness index. The fifth variable in Model (1), the dummy variable representing the preferential tariff agreement, takes the value of zero or one and has a positive and statistically significant effect on the competitiveness of the selected industries.

These results imply that the decision to facilitate trade and conclude a preferential tariff agreement with the Eurasian Economic Union represents an institutional or policy factor that has contributed to improving and increasing the competitiveness index of the selected industries.

Conclusion

The results of the study show that the preferential tariff agreement concluded between Iran and the Eurasian Economic Union has strengthened the competitiveness of the agri-food and textile industries. Exports also have a positive and statistically significant effect on competitiveness, confirming the role of export expansion in industrial development.

Constructive measures aimed at concluding preferential tariff agreements with regional economic blocs, reforming the tariff structure, improving logistics and customs infrastructure, and strengthening export-oriented policies can pave the way for sustainable improvements in competitiveness and Iran's effective integration into international trade.

The agreement dummy variable has a positive and statistically significant effect in the model, indicating that the regional cooperation mechanism itself has generated added value for Iran. To maintain and strengthen this trend, the performance of the agreement should be monitored regularly. Establishing joint specialized committees, continuously collecting information from industries, and examining implementation challenges can provide a foundation for more sustainable cooperation.

Additional information

Authors' Contributions

This article is derived from the Master's thesis of **Ata Safaee** in the field of Economics, conducted under the supervision of Dr. **Seyed Reza Miraskari** and with the advisement of Dr. **Farzad Rahimzadeh**, in the Department of Economics, University of Guilan, Iran.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this article.

Financial Support

The authors received no financial support for the research and publication of this article.

Acknowledgements

The authors also extend their appreciation to all individuals whose constructive comments and guidance contributed to improving the quality of this article. Their valuable support not only enriched the research content but also served as a strong source of motivation for the authors.

ORCID



Ata Safaee

<https://orcid.org/0009-0004-2748-3476>



Seyed Reza Miraskari

<https://orcid.org/0000-0003-1084-5819>

تأثیر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا بر رقابت‌پذیری محصولات**

عطا صفائی^۱، سید رضا میرعسکری^{۲*}، فرزاد رحیم‌زاده^۲

۱. دانشجوی کارشناسی‌ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۰/۲۱ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۴/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۲۳ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۱

چکیده

موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی میان ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا، بستری مهم برای ارزیابی آثار کاهش موانع تعرفه‌ای بر توان رقابتی محصولات منتخب فراهم ساخته است. پژوهش حاضر با تمرکز بر دو گروه محصولات کشاورزی - غذایی و نساجی، به دنبال سنجش اثرگذاری این توافق‌نامه بر شاخص رقابت‌پذیری صنعتی ایران است. با امضای موافقت‌نامه، تعرفه صادراتی و تعرفه وارداتی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا کاهش یافته است. استفاده از داده‌های تابلویی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۳ با رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که افزایش تعرفه‌های وارداتی اثر منفی و معنادار بر رقابت‌پذیری دارد و بالعکس. صادرات تأثیر مثبت و معناداری بر رقابت‌پذیری داشته و نقش توسعه صادرات در توسعه صنعتی را نشان می‌دهد. اما واردات تأثیر منفی و معناداری بر رقابت‌پذیری داشته است. اجرای موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی موجب بهبود رقابت‌پذیری محصولات کشاورزی - غذایی و نساجی کشور شده است. اقدامات سازنده جهت انعقاد توافق‌نامه‌های تعرفه ترجیحی با بلوک‌های اقتصادی منطقه‌ای، اصلاح ساختار تعرفه‌ها، بهبود زیرساخت‌های لجستیک و گمرک و تقویت سیاست‌های صادرات‌محور می‌تواند مسیر ارتقای پایدار رقابت‌پذیری و ورود مؤثر ایران به تجارت بین‌الملل را هموار سازد.

واژگان کلیدی: تجارت بین‌الملل، تعرفه ترجیحی، رقابت‌پذیری، اتحادیه اقتصادی اوراسیا، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

طبقه‌بندی JEL: F13, F14, C40

* نویسنده مسئول: سید رضا میرعسکری آدرس رایانامه: rmiraskari@guilan.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۱۲۴۸۲۳۰۰

** یادداشت: مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد عطا صفائی در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه گیلان است.

استناد به مقاله (APA): صفائی، عطا، میرعسکری، سیدرضا و رحیم‌زاده، فرزاد. (۱۴۰۵). تأثیر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا بر رقابت‌پذیری محصولات. نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، ۵(۳)، ۶۳-۸۵.

<https://doi.org/10.22034/jepr.2026.145335.1341>

https://jepr.uok.ac.ir/article_64618.html

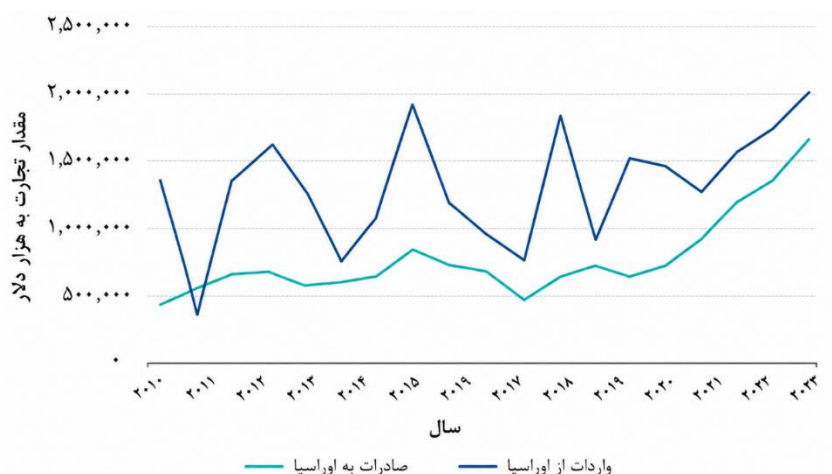
صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه:

۱. مقدمه

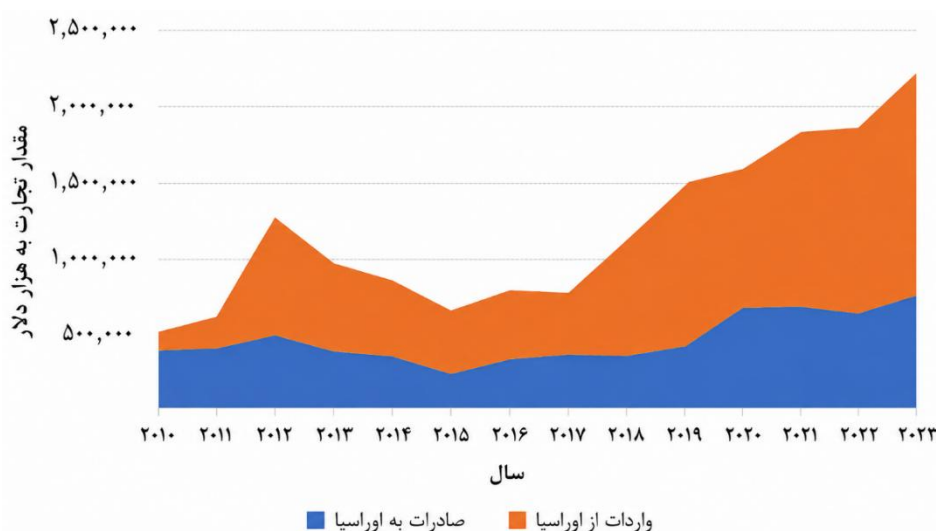
امروزه منافع ناشی از تجارت بین‌الملل بر اقتصاد کشورها برای متخصصان و حکمرانان مشخص شده است. یکی از راه‌های دستیابی به منافع تجارت بین‌الملل حرکت به سمت باز کردن اقتصاد و توسعه روابط تجاری با بلوک‌های اقتصادی منطقه‌ای و بین‌المللی است. در همین راستا ایران در سال ۲۰۱۸ میلادی موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی^۱ با اتحادیه اقتصادی اوراسیا^۲ (شامل روسیه، قزاقستان، قرقیزستان، ارمنستان و بلاروس) امضا کرده است تا موانع تعرفه‌ای تجارت بین ایران و این کشورها کاهش یابد و تجارت تسهیل شود. موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا برای تسهیل در تعرفه‌های صادراتی و وارداتی ۸۶۲ قلم کالا است که از سال ۲۰۱۹ اجرایی شد. همچنین در بهار سال ۱۴۰۴ موافقت‌نامه تجارت آزاد^۳ بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا برای آزادسازی تعرفه‌های حدود ۷۰۰۰ قلم کالا طبق کد نظام هماهنگ شده^۴ کالاها اجرایی شد تا موانع تعرفه‌ای بیشتری از میان برداشته شود و تجارت برای طرفین پرسود باشد و افزایش یابد. میرعسکری (۱۴۰۳) اذعان دارد که کشورهای عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا به‌جز روسیه به دریاهای آزاد راه ندارند. برای به فعلیت رساندن ظرفیت‌های نفوذ ایران در اوراسیا باید از دیپلماسی اقتصادی فعال بهره گرفت. فرایندهایی مانند تسهیل دسترسی این کشورها به دریاهای آزاد از طریق ایران، تقویت کریدورهای شمال - جنوب (نوستراک)^۵ و شرق - غرب (تراسیکا)^۶، برون‌سپاری بین‌المللی^۷ کالاها در طول کریدورها، ارتقای برند ملی ایران، تقویت لجستیک تجاری، بهره‌برداری از موقعیت جغرافیایی، تقویت دیپلماسی انرژی، کشت فراسرزمینی، تنوع صادرات و واردات و تنوع بازارهای صادراتی و وارداتی می‌تواند زمینه تعمیق نفوذ ایران در این حوزه را فراهم سازد.

بر اساس شکل (۱) که روند صادرات و واردات ایران با اتحادیه اقتصادی اوراسیا را نشان می‌دهد، ارتباط تجاری ایران با اوراسیا بیشتر مبتنی بر واردات است. تنها سال ۲۰۰۶ بوده است که تراز تجاری ایران با اتحادیه اقتصادی اوراسیا مثبت بوده؛ اما در بقیه سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۳ روند منفی بوده است. از سال ۲۰۰۵ تا سال ۲۰۱۸ نمودار واردات دارای نوسانات و ناپایداری بیشتری بوده است؛ اما بعد از سال ۲۰۱۹ نمودار به یک پایداری نسبی رسیده و روند افزایشی از خود نشان داده است. نمودار صادرات در دوره ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۳ نوسانات کمتری نسبت به واردات دارد. حجم تجارت ایران با اتحادیه اقتصادی اوراسیا از ۱/۷۶ میلیارد دلار در سال ۲۰۰۵ به ۳/۸۲ میلیارد دلار در سال ۲۰۲۳ رسیده است. بعد از اجرایی شده موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا روند صادرات و واردات با این اتحادیه از روند افزایشی و با ثباتی برخوردار شده است. مجموع حجم تجارت سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۳ صنایع کشاورزی - غذایی و نساجی سهمی در حدود ۴۹ درصد (۱۸/۱ میلیارد دلار) از تبادلات میان ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا را به خود اختصاص داده‌اند.

1. Preferential Tariff Agreement (PTA)
2. Eurasian Economic Union (EAEU)
3. Free Trade Agreement
4. Harmonized System Code (HS - Code)
5. International North-South Transport Corridor (NOSTRAC)
6. Transport Corridor Europe-Caucasus-Asia (TRACECA)
7. International Outsourcing



شکل ۱: نمودار صادرات و واردات ایران با اتحادیه اقتصادی اوراسیا (هزار دلار)



شکل ۲: واردات و صادرات کالاهای کشاورزی - غذایی و نساجی در تجارت با اتحادیه اوراسیا

روند صادرات و واردات گروه کالاهای کشاورزی - غذایی و نساجی در شکل (۲) ترسیم شده است. روند نشان می‌دهد که تراز تجاری ایران با اتحادیه اقتصادی اوراسیا در این گروه‌های کالایی نیز منفی است و واردات روند صعودی بیشتری داشته است. عملیاتی شدن موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران اتحادیه اقتصادی اوراسیا از سال ۲۰۱۸ که با کاهش تعرفه گمرکی در حوزه صادرات و واردات همراه بوده است منجر به افزایش حجم تجارت بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا شده است. باتوجه به جایگاه حدود ۵۰ درصدی صنایع کشاورزی - غذایی و نساجی در تجارت مابین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا سؤال این است که این کاهش تعرفه‌ها و افزایش تجارت چه تأثیری بر وضعیت شاخص رقابت‌پذیری صنعتی^۱ گروه‌های کالایی مذکور دارد؟ شاخص رقابت‌پذیری صنعتی

1. Industrial Competitiveness Index (ICI)

توسط سازمان توسعه صنعتی (یونیدو)^۱ برآورد شده و هرساله به‌صورت سری زمانی برای تمامی کشورها منتشر می‌شود. صنعت در دنیای مدرن یکی از مهم‌ترین عوامل توسعه در کشورها است. عملکرد صنعتی برای رشد و افزایش قدرت رقابتی مخصوصاً در بازارهای خارجی به‌عنوان یکی از استراتژی‌های اخیر کشورهای در حال توسعه مورد توجه بوده است (Adarov & Ghodsi, 2021).

از مهم‌ترین ملاک‌های صنعتی شدن توجه به مؤلفه‌هایی است که قدرت صنایع را در رقابت، کیفیت و کمیت برای تجارت در بازار داخلی و خارجی تقویت می‌کند. کشورهای در حال توسعه و نوظهور در عرصه اقتصاد پیشرو و همچنین کشورهای توسعه‌یافته و درآمد بالا و قدرتمند در صنایع، توجه ویژه‌ای به بهره‌وری صنایع خود در عرصه بازار خارجی خود دارند (حسینی و همکاران، ۱۴۰۲). شاخص رقابت‌پذیری صنعتی از جمله شاخص‌هایی است که سازمان توسعه صنعتی (یونیدو) برای ارزیابی توان رقابت و عملکرد صنعتی اقتصادهای مختلف از دو بعد تولید و تجارت مورد استفاده قرار می‌دهد. با بهره‌گیری از مؤلفه‌هایی که در این راستا تشخیص داده شده، مجموعه‌ای از زیر شاخص‌های مرتبط مانند توان تولید و صادرات صنایع کارخانه‌ای مورد ارزیابی و مقایسه قرار می‌گیرد که در ظرفیت کشورها جهت حضور در بازارهای بین‌المللی و فعالیت‌های باارزش افزوده بالا و فناوری‌های برتر آن‌ها منعکس می‌شود (UNIDO, 2022).

ساختار این پژوهش به این صورت است که پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه پژوهش، در بخش چهارم روش‌شناسی پژوهش، در بخش پنجم یافته‌های پژوهش و در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادهای پژوهش شرح داده می‌شود.

۲. ادبیات پژوهش

در این بخش ابتدا مبانی نظری پژوهش و سپس پیشینه پژوهش توضیح داده می‌شود. ذیل مبانی نظری پژوهش ابتدا درباره اتحادیه اقتصادی اوراسیا و فرایند شکل‌گیری آن و سپس درباره مفهوم رقابت‌پذیری شرح داده می‌شود.

۲-۱. مبانی نظری

در این بخش ابعاد اصلی مبانی نظری پژوهش تحلیل می‌شود. فرایند شکل‌گیری اتحادیه اقتصادی اوراسیا، جایگاه موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی و نقش رقابت‌پذیری در اقتصاد تبیین می‌شود.

۲-۱-۱. اتحادیه اقتصادی اوراسیا

اتحادیه اقتصادی اوراسیا یک ترتیبات منطقه‌ای متشکل از کشورهای روسیه، بلاروس، قزاقستان، قرقیزستان و ارمنستان است. این پنج کشور همچنین در زمره اعضای اتحادیه کشورهای مستقل مشترک‌المنافع قرار دارند. در میان آن‌ها، روسیه، بلاروس، قزاقستان و قرقیزستان به‌عنوان اعضای اصلی اتحادیه شناخته می‌شوند. اتحادیه اقتصادی اوراسیا بیش از سه دهه پس از فروپاشی اتحاد جماهیر شوروی و با محوریت فدراسیون روسیه پایه‌گذاری

شد (حسینی و همکاران، ۱۴۰۲). این اتحادیه در سطح ترتیبات منطقه‌ای، در رده «اتحادیه اقتصادی» طبقه‌بندی می‌شود. این سطح، پیشرفته‌ترین مرحله همگرایی اقتصادی پس از ایجاد بازار مشترک است و افزون بر تسهیل جابه‌جایی عوامل تولید، نیازمند هماهنگی، همسوسازی و یکسان‌سازی سیاست‌های پولی، مالی، صنعتی، حمل‌ونقل و سایر سیاست‌های عمومی میان کشورهای عضو است. دستیابی به چنین سطحی از همگرایی، علاوه بر اراده سیاسی، مستلزم درجه بالایی از همگونی و تجانس ساختارها و شاخص‌های اقتصادی بین اعضاست. بالاین حال، بنا به نظر آیزوتوف (۲۰۱۹)^۱ این اتحادیه هنوز در مرحله‌های ابتدایی ایجاد همگونی اقتصادی و گذار به یک بازار مشترک‌المنافع قرار دارد.

اتحادیه اقتصادی اوراسیا رسماً در تاریخ اول ژانویه ۲۰۱۵ میلادی، متعاقب امضای پیمانی در ۲۹ مه ۲۰۱۴ توسط رهبران روسیه، قزاقستان و بلاروس، تأسیس گردید. هدف اصلی این اتحادیه، ایجاد یک بلوک اقتصادی گسترده به‌منظور تسهیل حرکت آزاد کالا، خدمات، سرمایه و نیروی کار بین کشورهای عضو بود. ارمنستان و قرقیزستان اندکی پس از تأسیس اتحادیه اقتصادی مذکور به آن پیوستند که منجر به گسترش دامنه فعالیت این بلوک شد. موافقت‌نامه‌های تعرفه ترجیحی به‌عنوان ابزاری راهبردی در جهت کاهش موانع تعرفه‌ای و تسهیل جریان تجارت بین‌المللی عمل می‌کنند. این توافق‌نامه‌ها با ایجاد فرصت‌های جدید، به‌ویژه در توسعه صادرات، سازماندهی مؤثرتر روند واردات و ارتقای سطح رقابت‌پذیری صنایع داخلی، برای کشورها منافع قابل‌توجهی به همراه دارند (UNCTAD, 2022). کیونزل و شارما^۲ (۲۰۲۶) نشان داده‌اند که افزایش سهم واردات شرکای توافق‌نامه‌های تجارت ترجیحی منجر به کاهش اعمال اقدامات غیرتعرفه‌ای می‌شود. نکته مهم این است که سهم واردات بالاتر توافق‌نامه‌های تجارت ترجیحی با کاهش استفاده از اقدامات غیرتعرفه‌ای علیه اعضای توافق‌نامه‌های تجارت ترجیحی و شرکای توافق‌نامه‌های تجارت غیر ترجیحی، به آزادسازی چندجانبه کمک می‌کند.

۲-۱-۲. رقابت‌پذیری

رقابت‌پذیری^۳ به‌عنوان عامل کلیدی، موقعیت صنایع را در بازارهای داخلی و بین‌المللی تعیین می‌کند و نشان‌دهنده توانایی آن‌ها در پیشرفت و رقابت مؤثر نسبت به رقبای است (Porter, 1990). صنایع با به‌روزرسانی مداوم دانش فنی، از شاخص ترکیبی رقابت‌پذیری برای ارزیابی جایگاه خود بهره می‌برند؛ این شاخص شامل متغیرهایی مانند ارزش افزوده، دستمزد، اشتغال، اندازه صنعت، تقاضای داخلی و خارجی، سهم بازار، تولید و کیفیت محصولات است (UNIDO, 2019). رقابت‌پذیری، به‌عنوان شاخص اقتصادی حیاتی، به توانایی مقابله با واردات و حضور قدرتمند در صادرات اشاره دارد (World Economic Forum, 2020). اعمال تعرفه‌های ترجیحی اثرات دوگانه‌ای دارد: کاهش تعرفه‌ها می‌تواند دسترسی به مواد اولیه ارزان‌تر را تسهیل کرده و بهره‌وری را افزایش دهد (Baldwin, 2019)، اما ممکن است واردات را تشدید کرده و صنایع داخلی را آسیب‌پذیر سازد (Haskel & Slaughter, 2003).

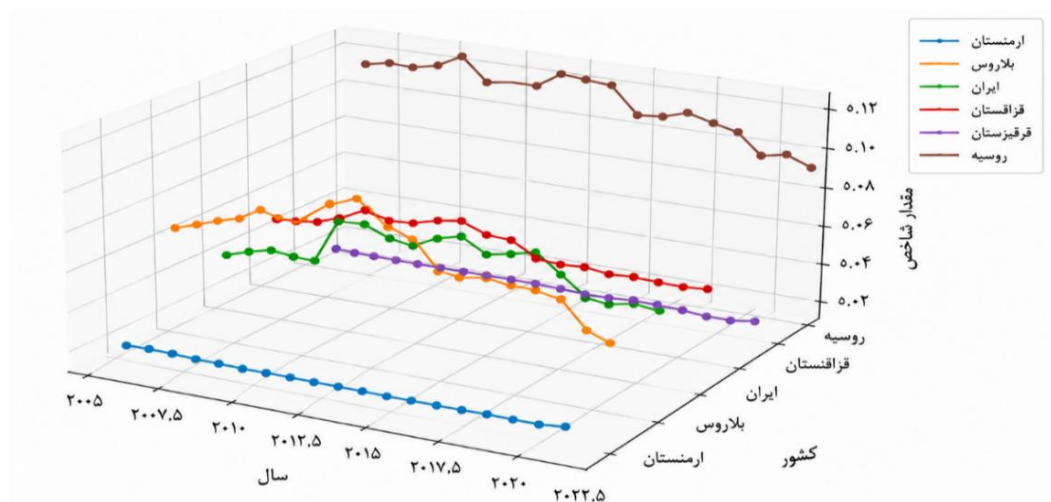
1. Aizutov (2019)

2. Kuenzel & Sharma (2026)

3. Competitiveness

هارتول^۱ (۲۰۱۶) در پژوهشی بیان می‌کند که اتحادیه اقتصادی اوراسیا در طول ۱۰ سال گذشته گام‌های فوق‌العاده‌ای در تبدیل شدن به یک نهاد یکپارچه برداشته است و در حال تبدیل شدن به بخشی از یک فرایند جهانی گسترده‌تر منطقه‌گرایی اقتصادی است که رقابت‌پذیری اقتصادی را شکل می‌دهد. نتیجه‌گیری کلیدی این است که ترتیبات نهادی خود اتحادیه اقتصادی اوراسیا می‌تواند رقابت‌پذیری را تقویت کند، اگر بتواند برخی از موانع نوآوری موجود در کشورهای عضو این بلوک را از بین ببرد. رقابت‌پذیری چنین تعریف می‌شود: «رقابت یعنی گروهی برای دستیابی به امکانات اقتصادی با یکدیگر مبارزه کنند و هر یک در پیشی گرفتن بر دیگران بکوشند؛ بنابراین، مبنای رقابت در هم‌چشمی برای منافع اقتصادی بیشتر است. رقابت‌پذیری را داشتن توان رقابت در بازار برای کسب منافع اقتصادی تعریف می‌کنند» (بندریان، ۱۳۹۵). این مفهوم درجه موفقیت کشورها، صنایع و بنگاه‌ها را در عرصه‌های رقابتی ارزیابی می‌کند؛ هر چه توان رقابتی بالاتر، رقابت‌پذیری بیشتر خواهد بود (Porter, 2008). کشورهای عضو اوراسیا و ایران وضعیت متفاوتی در شاخص‌های رقابت‌پذیری دارند که در ادامه از طریق نمودارهای سه‌بعدی در هفت شاخص کلیدی بررسی می‌شود.

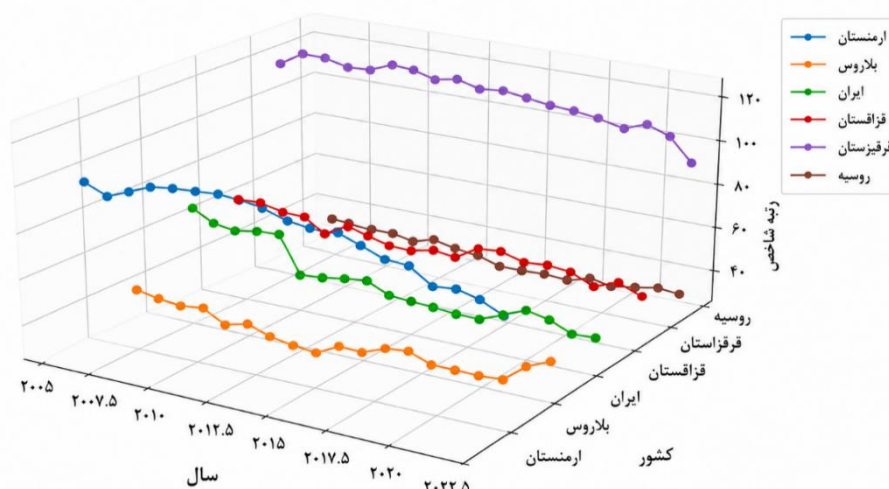
شاخص رقابت‌پذیری و عملکرد بین‌المللی صنایع^۲ سطح توسعه صنعتی کشورها را مقایسه می‌کند و توسط یونیدو به‌روزرسانی شده است (UNIDO, 2019). باتوجه به شکل (۳) بیشترین مقدار شاخص برای روسیه و کمترین مقدار برای ارمنستان و قرقیزستان است. در شکل (۴) نمودار نشان‌دهنده رتبه شاخص مذکور کشورهای مورد بررسی بین کشورهای جهان است. این نمودار هرچه مقدار بیشتری را برای هر کشوری نشان دهد به این معنا است که آن کشور نسبت به جهان وضعیت نفوذ کمتر را در تجارت بین‌المللی دارد. بر اساس داده‌های به‌دست‌آمده قرقیزستان، قزاقستان و ارمنستان نسبت به بلاروس، روسیه و ایران در تجارت جهانی سهم کمتری داشته و نفوذ کمتری در جریان تجارت بین‌المللی اعمال می‌کنند.



شکل ۳: نمودار شاخص رقابت‌پذیری از سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۲

1. Hartwell (2016)

2. Competitive and Industrial Performance Index (CIPI)



شکل ۴: نمودار رتبه شاخص رقابت‌پذیری در سطح جهانی

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۲. پیشینه پژوهش

پژوهش‌های داخلی در حوزه موضوع پژوهش شامل مطالعات هرورانی و قلی‌پور (۱۳۹۹)، الهی و همکاران (۱۴۰۰)، کاظم‌نژاد و همکاران (۱۴۰۰)، طالب‌پور و همکاران (۱۴۰۱) و حسینی و همکاران (۱۴۰۲) است. پژوهش‌های خارجی شامل مطالعات آداروف و قدسی (۲۰۲۱)^۱، گوئو و لو^۲ (۲۰۲۳)، کروی و همکاران (۲۰۲۴)^۳، سرکوا و همکاران^۴ (۲۰۲۴) و باراتییری و همکاران^۵ (۲۰۲۵) است. در جدول (۱) موضوع این پژوهش‌ها، روش پژوهش و یافته‌های کلیدی آنها بیان شده است.

۳-۲. نوآوری پژوهش

پژوهش حاضر با این پرسش اساسی آغاز می‌شود که آیا امضای موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی میان ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا، افزون بر تسهیل صادرات و واردات، می‌تواند موجب ارتقای رقابت‌پذیری گروه‌های کالایی منتخب، به‌ویژه محصولات کشاورزی-غذایی و نساجی، شود. پاسخ به این پرسش از آن جهت اهمیت دارد که می‌تواند مبنایی برای تصمیم‌گیری سیاست‌گذاران در زمینه توسعه همکاری‌های تجاری و تداوم ادغام اقتصادی با بلوک‌های منطقه‌ای فراهم آورد. نوآوری این پژوهش در آن است که برخلاف مطالعات پیشین، به‌ویژه پژوهش‌های داخلی که عمدتاً بر آثار توافق‌های تجاری بر حجم تجارت یا جریان صادرات و واردات تمرکز داشته‌اند، برای نخستین بار اثر اجرای موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی را بر رقابت‌پذیری محصولات منتخب با استفاده از داده‌های تابلویی و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) به‌صورت تجربی ارزیابی می‌کند.

1. Adarov & Ghodsi (2021)

2. Guo & Lu (2023)

3. Crowley et al. (2024)

4. Cerqua et al. (2024)

5. Barattieri (2025)

جدول ۱: پیشینه پژوهش

نویسنده (سال)	نمونه مطالعه (دوره مطالعه)	روش پژوهش	نتایج مهم
هرورانی و قلی‌پور (۱۳۹۹)	ایران و اعضای اتحادیه اوراسیا (۱۳۹۸-۱۳۹۴)	داده‌های آماری تجارت دوطرفه	بالاترین صادرات به روسیه و بلاروس، بیشترین واردات از روسیه و قزاقستان. موانع: تحریم، رقای قدرتمند، کیفیت و قیمت پایین‌تر کالاهای ایرانی. نتیجه: لزوم تقویت رقابت‌پذیری صنایع داخلی برای افزایش سهم بازار اوراسیا
الهی و همکاران (۱۴۰۰)	ایران و اعضای اتحادیه اوراسیا (۲۰۱۱)	مدل تعادل عمومی قابل محاسبه و SAM	تحلیل ۴ سناریو کاهش تعرفه (۵۰ و ۱۰۰ درصد). بهترین حالت: کاهش ۱۰۰ درصد تعرفه در کشاورزی و صنعت در نتیجه رشد بخش‌ها، افزایش مصرف کل و رفاه اقتصادی. کاهش صرفاً در کشاورزی تأثیر منفی دارد.
کاظم‌نژاد و همکاران (۱۴۰۰)	ایران و اعضای اتحادیه اوراسیا (۱۳۹۹-۱۳۹۵)	روش‌شناسی SMART	کاهش تعرفه‌ها موجب افزایش ۴/۴ درصد واردات کشاورزی از اوراسیا. پیشنهاد: ایجاد انگیزه و تسهیلات بیشتر برای نهادهای و بازرگانان داخلی جهت توسعه تعاملات
طالب‌پور و همکاران (۱۴۰۱)	ایران و اعضای اتحادیه اوراسیا (۱۳۹۸-۱۳۹۴)	توصیفی - تحلیلی	تأکید بر اهمیت توافق‌نامه تجارت آزاد ایران و اوراسیا. آزادسازی تردد کالا، سرمایه و خدمات موجب افزایش رقابت، کیفیت، کاهش هزینه و بروکراسی می‌شود. مزیت‌های نسبی و نوآوری عامل رشد پایدار اقتصادی است.
حسینی و همکاران (۱۴۰۲)	ایران و اعضای اتحادیه اوراسیا (۲۰۲۰-۲۰۰۰)	معیار همگنی شاخص‌ها و درجه همگرایی تجاری	همگرایی اقتصادی برای برخی کشورها باعث کاهش شکاف درآمدی شده است. افزایش تجارت درون منطقه‌ای با ایران همسو نبوده و موجب انحراف تجاری ایران شده است.
باچینی (۲۰۱۹)	موافقت‌نامه‌های کشورهای مختلف	تحلیلی	PTAs موجب افزایش جریان تجارت و سرمایه‌گذاری بین اعضا می‌شود. تعریف سیاست‌های رقابتی می‌تواند مانع اقدامات ضد دامپینگ گردد. PTAs عمیق‌تر ساختار حکمرانی جهانی تجارت را تغییر می‌دهند.
آدروف و قدسی (۲۰۲۱)	ایران و اعضای اتحادیه اوراسیا (۲۰۱۸)	مدل جاذبه تجاری	پیش‌بینی افزایش صادرات ایران به EAEU (۴ درصد) و واردات از EAEU (۱۰ درصد). بیشترین سود در بخش‌های: شیمیایی، فلزات، منسوجات، کشاورزی - غذایی، پلاستیک.
گوئو و لو (۲۰۲۳)	شرکت‌های ساختمانی بین‌المللی چینی	تحلیل مؤلفه‌های اصلی داده‌محور	برای اندازه‌گیری رقابت‌پذیری شرکت‌ها یک روش داده‌محور مبتنی بر تحلیل مؤلفه‌های اصلی پیشنهاد می‌کند که وزن هر شاخص را به‌صورت خودکار و درون‌زا از ساختار واقعی داده‌ها استخراج می‌کند.
سرکوا و همکاران (۲۰۲۴)	اعضای اتحادیه اوراسیا (۲۰۱۵)	روش ناپارامتریک	اتحادیه گمرکی ۲۰۱۰ اثر منفی بر تجارت قزاقستان داشت؛ از ۲۰۱۵ با تشکیل بازار واحد، بلاروس، ارمنستان و قرقیزستان افزایش تجارت داشتند.
کرولی و همکاران (۲۰۲۴)	۱۱ کشور صادرکننده، ۱۶۵ کشور واردکننده	مدل‌های اقتصادسنجی	بررسی ۲۵ موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی نشان داد که کاهش تعرفه‌ها تحت توافق‌نامه‌های تجاری، اثرات رقابتی قوی دارد - آنها ورود را تشویق می‌کند و حاشیه سود صادرکنندگان را کاهش می‌دهند.
باراتیری و همکاران (۲۰۲۵)	اعضای اتحادیه اقتصادی اوراسیا (۲۰۲۲-۲۰۱۲)	داده‌های آماری تجارت دوطرفه در سطح محصولات	توافق‌نامه‌های تجارت ترجیحی اثر محافظتی در برابر اثرات تحریف‌کننده تجارت سیاست‌های صنعتی دارند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. معرفی مدل و متغیرها

در این بخش با تمرکز بر جنبه‌های روش‌شناختی، به تبیین مراحل اجرایی تحقیق، معرفی مدل اقتصادسنجی مورد استفاده و تشریح نحوه گردآوری و تحلیل داده‌ها پرداخته می‌شود. سپس، ابتدا شاخص رقابت‌پذیری صنعتی بر اساس روش UNIDO و با استفاده از شاخص‌های ترکیبی مانند ارزش افزوده سرانه، سهم صادرات صنعتی و بهره‌وری نیروی کار تعریف و محاسبه شده است. هدف این پژوهش تحلیل تأثیر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا بر رقابت‌پذیری محصولات کشاورزی - غذایی و نساجی است. بدین منظور از داده‌های آماری ایران و ۵ کشور اتحادیه اقتصادی اوراسیا برای دوره زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۳ استفاده شده است. طبق مطالعات داخلی و خارجی مرور شده در بخش پیشینه پژوهش و گزارش شده در جدول (۱)، مانند مطالعات طالب‌پور و همکاران (۱۴۰۱) و کرولی و همکاران (۲۰۲۴)، موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی می‌تواند زمینه رقابت بیشتر را فراهم سازد؛ بنابراین می‌توان مدل‌های پژوهش را طبق روابط (۱) و (۲) در قالب داده‌های تابلویی^۱ شامل ۵ مقطع و ۱۴ دوره زمانی سالانه (از ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۳) تصریح کرد.

$$Compet_{i,t} = \alpha Compet_{i,t-1} + \beta_1 \Delta Import_{i,t} + \beta_2 \Delta Export_{i,r} + \beta_3 Exchange.rate_{i,t} + \beta_4 PTA + \delta_{it} \quad (1)$$

$$Compet_{i,t} = \alpha Compet_{i,t-1} + \beta_1 \Delta Import_{i,t} + \beta_2 \Delta Export_{i,r} + \beta_3 IM_{TARit} + \beta_4 EX_{TARit} + \beta_5 Exchange.rate_{i,t} + \delta_{it} \quad (2)$$

مدل‌های اقتصادسنجی (۱) و (۲) را به علت پویایی متغیر وابسته می‌توان به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)^۲ برآورد کرد. متغیر وابسته در هر دو مدل (۱) و (۲) شاخص رقابت‌پذیری ایران برای صنایع کشاورزی - غذایی و نساجی ($Compet_{i,t}$) است. در سمت راست هر دو مدل ابتدا وقفه اول متغیر وابسته آمده است. در هر دو مدل متغیر $\Delta Import_{i,t}$ تفاضل مرتبه اول واردات ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی از هر یک از پنج کشور عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا (روسیه، قزاقستان، قرقیزستان، ارمنستان و بلاروس) است. در هر دو مدل متغیر $\Delta Export_{i,r}$ تفاضل مرتبه اول صادرات ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی به هر یک از پنج کشور عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا (روسیه، قزاقستان، قرقیزستان، ارمنستان و بلاروس) است. در هر دو مدل متغیر $Exchange.rate_{i,t}$ نرخ ارز دلار بر حسب ریال است.

برای سنجش اثر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بر رقابت‌پذیری ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی از دو روش استفاده شده است. یکی استفاده از متغیر مجازی (PTA) در مدل (۱) است که برای سال‌های قبل از امضای موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا از ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸ عدد صفر و برای سال‌های بعد از امضای موافقت‌نامه از ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۳ عدد یک به آن تعلق می‌گیرد. روش دیگر سنجش اثر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بر رقابت‌پذیری ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی از طریق بررسی معنی‌داری ضرایب متغیرهای تعرفه واردات ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی (کد

1. Panel Data

2. Generalized Method of Moment

اچ اس دو رقمی) از هر یک از پنج کشور عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا (IM_TAR_{it}) و تعرفه صادرات ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی (کد اچ اس دو رقمی) به هر یک از پنج کشور عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا (EX_TAR_{it}) طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۳ است. دو متغیر تعرفه واردات و تعرفه صادرات در مدل شماره (۲) وارد شده است. در مدل‌های زیر باتوجه به ماهیت پویای مدل و وجود متغیر وابسته با وقفه، استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) و اثرات ثابت منجر به تورش و ناسازگاری تخمین‌ها می‌شود. از این‌رو، مدل با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برآورد شده است. داده‌های آماری شاخص رقابت‌پذیری از سایت یونیدو، داده‌های صادرات و واردات دوجانبه و تعرفه‌های صادرات و واردات از سایت سازمان توسعه تجارت ایران و داده نرخ ارز از سایت نماگرهای توسعه جهانی (WDI) اخذ شده است.

۲-۳. محاسبه شاخص رقابت‌پذیری

سازمان یونیدو (UNIDO) شاخص رقابت‌پذیری صنعتی را بر پایه هشت شاخص اصلی در قالب سه بُعد محاسبه می‌کند. این سازمان با استفاده از اوزان از پیش تعیین‌شده و متناسب با مقادیر سالانه هر یک از شاخص‌ها، شاخص نهایی رقابت‌پذیری صنعتی را محاسبه و منتشر می‌کند. هشت شاخص مورد استفاده یونیدو دو حوزه اصلی را پوشش می‌دهند: نخست، شاخص‌های مرتبط با تولید صنعتی در اقتصاد داخلی کشورها و دوم، شاخص‌های مرتبط با جایگاه کشورها در اقتصاد و تجارت بین‌الملل. داده‌های موردنیاز و روش محاسبه این شاخص‌ها هر ساله در گزارش رسمی یونیدو منتشر می‌شود. در پژوهش حاضر نیز روش محاسبه شاخص‌ها بر اساس دستورالعمل ارائه‌شده در این گزارش استخراج و به کار گرفته شده است. در ادامه، هشت شاخص اصلی مورد استفاده معرفی می‌شوند.

۱- شاخص سرانه ارزش افزوده صنعتی: این شاخص از نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به جمعیت کشور به دست می‌آید. در محاسبه ارزش افزوده صنعتی، هزینه‌های مربوط به مصارف واسطه حذف می‌شود تا از محاسبه مضاعف جلوگیری شود. فرمول محاسبه این شاخص در رابطه (۳) ارائه شده است.

$$MVAPC = \frac{MVA}{POP} \quad (3)$$

۲- شاخص سهم ارزش افزوده صنعتی از تولید ناخالص داخلی: این شاخص سهم ارزش افزوده بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد و مطابق رابطه (۴) محاسبه می‌شود.

$$MVASH = \frac{MVA}{GDP} \quad (4)$$

۳- شاخص سهم کشور از ارزش افزوده صنعتی جهان: این شاخص میزان مشارکت هر کشور در ارزش افزوده صنعتی جهان را اندازه‌گیری می‌کند و از رابطه (۵) به دست می‌آید.

$$IMWMVA = \frac{MVA}{WMVA} \quad (5)$$

۴- شاخص سهم ارزش افزوده صنایع با فناوری بالا از کل ارزش افزوده صنعتی: این شاخص سهم ارزش افزوده صنایع با فناوری بالا از کل ارزش افزوده بخش صنعت را نشان می‌دهد و مطابق رابطه (۶) محاسبه می‌شود.

$$HTMVASH = \frac{HTMVA}{TMVA} \quad (۶)$$

۵- شاخص سرانه صادرات صنعتی: این شاخص از نسبت صادرات صنعتی به جمعیت کشور محاسبه می‌شود و فرمول آن در رابطه (۷) ارائه شده است.

$$MXPC = \frac{MX}{POP} \quad (۷)$$

۶- شاخص سهم صادرات صنعتی از کل صادرات: این شاخص سهم صادرات صنعتی از کل صادرات کشور را اندازه‌گیری می‌کند و مطابق رابطه (۸) محاسبه می‌شود.

$$MXSH = \frac{MX}{TX} \quad (۸)$$

۷- شاخص سهم صادرات صنایع با فناوری بالا از کل صادرات صنعتی: این شاخص سهم صادرات صنایع با فناوری بالا از کل صادرات صنعتی را نشان می‌دهد و از رابطه (۹) به دست می‌آید.

$$HTMXSH = \frac{HTMX}{TMX} \quad (۹)$$

۸- شاخص سهم کشور از تجارت صنعتی جهان: این شاخص جایگاه کشور در تجارت صنعتی جهان را نشان می‌دهد و مطابق رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود.

$$IMWMT = \frac{MX}{WMX} \quad (۱۰)$$

پس از محاسبه هشت شاخص فوق، سازمان یونیدو برای امکان مقایسه بین‌المللی، تمامی شاخص‌ها را با استفاده از روش حداقل-حداکثر (Min-Max) نرمال‌سازی می‌کند. رابطه نرمال‌سازی مطابق فرمول (۱۱) است.

$$I_{ikt} = \frac{X_{ikt} - \min [X_{ikt}]}{\max [X_{ikt}] - \min [X_{ikt}]} \quad (۱۱)$$

با توجه به تفاوت واحدهای اندازه‌گیری شاخص‌ها، نرمال‌سازی امکان جمع‌آوری آن‌ها را در قالب یک شاخص واحد فراهم می‌کند. در این روش، مقدار یک بیانگر بهترین عملکرد و مقدار صفر نشان‌دهنده ضعیف‌ترین عملکرد کشور در هر شاخص است. پس از نرمال‌سازی، شاخص رقابت‌پذیری صنعتی بر اساس روش جمع‌آوری معرفی شده توسط سازمان یونیدو و با استفاده از میانگین هندسی شاخص‌های نرمال‌شده محاسبه می‌شود. فرمول محاسبه این شاخص در رابطه (۱۲) ارائه شده است.

$$CIP_{kt} = \sqrt[q]{\prod_{i=1}^q I_{ikt}} \quad (۱۲)$$

علاوه بر شاخص CIP، در این پژوهش از شاخص رقابت‌پذیری صنعتی (ICI)^۱ در سطح بنگاه یا صنعت نیز استفاده شده است. این شاخص، مطابق تعریف یونیدو در سطح کدهای ISIC، نسبت ارزش افزوده صنعت به هزینه جبران خدمات (دستمزد) را نشان می‌دهد و از رابطه (۱۳) محاسبه می‌شود.

$$Comp = \frac{VA}{Wage} \quad (۱۳)$$

به‌منظور تسهیل تفسیر نتایج، مقدار این شاخص با استفاده از تبدیل متقارن به بازه ۱- تا ۱+ منتقل می‌شود. رابطه متقارن‌شده شاخص در فرمول (۱۴) ارائه شده است.

$$SComp = \frac{Comp - 1}{Comp + 1} \quad (14)$$

۳-۳. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

یکی از پرکاربردترین روش‌های اقتصادسنجی که در تحلیل داده‌ها و به‌ویژه داده‌های پانلی مورد استفاده قرار می‌گیرد، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) است. در این چارچوب، از مجموعه‌ای از ابزارها استفاده می‌شود که یکی از مهم‌ترین آن‌ها، وقفه‌های متغیر وابسته است. بدین ترتیب، وقفه متغیر وابسته به‌عنوان متغیر مستقل در سمت راست معادله وارد شده و امکان برآورد مدل پانل پویا می‌شود. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بیان می‌کند که پارامترهای مجهول باید از طریق تطبیق گشتاورهای جامعه که توابعی از این پارامترهای ناشناخته هستند با گشتاورهای نمونه‌ای مناسب، تخمین زده شوند. مزیت دیگر این رویکرد، قابلیت آن در استفاده از متغیرهای درون‌زا است. در چنین شرایطی، با بهره‌گیری از متغیرهای ابزاری می‌توان شدت درون‌زایی را کاهش داد. یک ابزار زمانی معتبر خواهد بود که از یک سو با متغیر مورد بررسی همبستگی بالایی داشته باشد و از سوی دیگر، کمترین یا ترجیحاً هیچ همبستگی با جملات اخلاص نداشته باشد (Arellano & Bond, 1991).

گشتاورها در مراحل مختلف مفاهیم متفاوتی را تبیین می‌کنند (سوری، ۱۴۰۰). گشتاور مرحله اول میانگین، میانه و مد را ارائه می‌دهد.

$$\theta = [\theta_k]_{p \times 1} \quad (15)$$

در گشتاور مرحله دوم واریانس حاصل می‌شود.

$$E[g(X_i, \theta)] = \int g(X_i, \theta) f(X_i, \theta) dx \quad (16)$$

در گشتاور مرحله سوم چولگی حاصل می‌شود.

$$E[g(X_i, \theta)] = 0 \quad (17)$$

گشتاور مرحله چهارم کشیدگی را ارائه می‌دهد.

$$g_n(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(X_i, \theta) \quad (18)$$

نکته حائز اهمیت در مدل‌سازی این روش وزن‌دهی به متغیرهاست. زمانی که در معادلات همسانی واریانس موجود باشد وزن ثابت k و زمانی که ناهمسانی واریانس در مدل موجود باشد وزن k_t به متغیرها داده می‌شود. در حالت همسانی واریانس وزن‌دهی به‌صورت زیر است.

$$var(\widehat{\beta}_{ols}) = \frac{\sigma^2}{\sum x_t^2} = \frac{\sum e_t^2}{\sum x_t^2} = \frac{\sum \frac{1}{n-2} e_t^2}{\sum x_t^2} = \frac{\sum k e_t^2}{\sum x_t^2}, \quad k = \frac{1}{n-2} \quad (19)$$

و در حالت ناهمسانی واریانس وزن‌دهی به‌صورت رابطه (۲۰) خواهد بود.

$$var_w(\widehat{\beta}_{ols}) = \frac{\sum \frac{x_t}{\sum x_t^2} e_t^2}{\sum x_t^2} = \frac{\sum k_t e_t^2}{\sum x_t^2}, \quad k = \frac{x_t}{\sum x_t^2} \quad (20)$$

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) یکی از رویکردهای مهم و انعطاف‌پذیر در اقتصادسنجی برای تخمین پارامترها به شمار می‌رود، به‌ویژه در شرایطی که مدل با مسائلی همچون همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس یا وجود متغیرهای درون‌زا و نیاز به ابزار مناسب مواجه است. مبنای اصلی این روش بر ایده هم‌ترازسازی گشتاورها استوار است؛ بدین معنا که به‌جای حل مستقیم معادلات ساختاری، پارامترها به‌گونه‌ای برآورد می‌شوند که گشتاورهای نمونه (مانند میانگین خطاهای وزنی) تاحدامکان به مقدار صفر نزدیک شوند.

مزیت برجسته روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در مقایسه با روش‌های کلاسیکی نظیر حداقل مربعات معمولی (OLS) و روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) آن است که حتی در حضور خطاهای همبسته یا ابزارهای ضعیف نیز از کارایی نسبی برخوردار بوده و قابلیت ارائه برآوردهای سازگار و کارآمد را حفظ می‌کند. این روش با تعریف یک ماتریس وزنی بهینه، تخمین‌گرهایی با کمترین واریانس ممکن فراهم می‌آورد و در صورت برقراری مفروضات توزیعی حاکم بر روش حداکثر درست‌نمایی، به‌طور طبیعی به نتایج معادل آن همگرا می‌شود. در نتیجه، گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تنها یک روش تخمین صرف نیست، بلکه رویکردی جامع در اقتصادسنجی محسوب می‌شود که تلاش می‌کند با اتکا بر حداقل مفروضات نظری و آماری، قدرت تبیین و اعتبار استنباطی مدل‌های تجربی را ارتقا دهد (Arellano & Bond, 1991). فرضیه صفر در آزمون سارگان^۱ در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان‌دهنده معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده در برآورد مدل است. عدم رد فرضیه صفر نشان می‌دهد که ابزارهای مورد استفاده در برآورد مدل معتبر است و مشکل اضافه شناخت برای ابزارهای انتخابی وجود ندارد. احتمال آماره AR(2) همبستگی سریالی را آزمون می‌کند که عدم رد فرضیه صفر نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی باقی‌مانده‌ها رد نشده است.

۴. یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل شماره (۱) در جدول (۲) نشان می‌دهد که متغیر مجازی اثر توافق‌نامه تعرفه ترجیحی مثبت و معنادار است. یعنی تصمیم‌گیری برای تجارت آسان‌تر و امضای موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی با اتحادیه اقتصادی اوراسیا یک عامل نهادی یا سیاستی است که موجب بهبودی و افزایش شاخص رقابت‌پذیری در صنایع مذکور شده است. این نتیجه با نتیجه مطالعه طالب‌پور و همکاران (۱۴۰۱) و کرولی و همکاران (۲۰۲۴) هم‌راستا است. ضریب متغیر تفاضل مرتبه اول واردات منفی و معنادار برآورد شده است. در واقع واردات گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی طبق نتایج اثر منفی بر شاخص رقابت‌پذیری این کالاها داشته است. متغیر تفاضل مرتبه اول صادرات اثر مثبت و معنادار بر شاخص رقابت‌پذیری این کالاها داشته است. متغیر چهارم در مدل شماره (۱۹) نرخ ارز است که در سطح اطمینان ۹۰ درصد اثر مثبت و معناداری بر بهبود شاخص رقابت‌پذیری گروه‌های کالایی مذکور طبق برآورد مدل داشته است.

1. Sargan Statistic

جدول ۲: نتایج برآورد مدل شماره (۱) به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
رقابت‌پذیری با یک وقفه	۰/۰۱۸	۰/۱۰۸	۰/۱۷۲	۰/۸۶۳
تفاضل مرتبه اول واردات	-۱/۴۶×۱۰ ^{-۶}	۴/۴۸×۱۰ ^{-۷}	-۳/۲۶۰	۰/۰۰۲۰
تفاضل مرتبه اول صادرات	۳/۲۸×۱۰ ^{-۶}	۹/۶۶×۱۰ ^{-۷}	۳/۳۹۱	۰/۰۰۱۴
نرخ ارز	۱/۵۲×۱۰ ^{-۶}	۸/۱۶×۱۰ ^{-۷}	۱/۸۶۳	۰/۰۶۸۶
متغیر مجازی موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی	۱/۰۳۹	۰/۱۹۱	۵/۴۶	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۰/۵۰۴	۰/۰۹۹	۵/۰۶۰	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی				
آماره آزمون سارگان	۷/۲۱۱			
احتمال آزمون سارگان	۰/۱۲۵			
احتمال آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم ((AR(2))	۰/۳۳۹			

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۲)، نتایج حاصل از آزمون سارگان و عدم رد فرضیه صفر نشان می‌دهد که ابزارهای به‌کاررفته در برآورد مدل از اعتبار لازم برخوردارند. همچنین، نتایج بیانگر آن است که مسئله اضافه‌شناخت^۱ در ابزارهای انتخاب‌شده وجود ندارد. از سوی دیگر، احتمال آماره AR(2) برای آزمون وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات اخلال به‌کار می‌رود. عدم رد فرضیه صفر در این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه مبنی بر نبود خودهمبستگی سریالی در باقی‌مانده‌ها رد نشده است.

نتایج برآورد مدل شماره (۲) در جدول شماره (۳) نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعرفه واردات منفی و معنادار است. با امضای موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا، میانگین تعرفه وارداتی گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی ایران از اتحادیه اقتصادی اوراسیا از ۳۷/۲۵ درصد در سال ۲۰۱۰ به ۳۳/۴۱ درصد در سال ۲۰۱۹ و ۳۴/۲۹ درصد در سال ۲۰۲۳ کاهش یافته است. یعنی کاهش تعرفه وارداتی گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی ایران از کشورهای عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا منجر به افزایش شاخص رقابت‌پذیری گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی ایران شده است. این نتیجه با نتیجه مطالعه طالب‌پور و همکاران (۱۴۰۱) و کرولی و همکاران (۲۰۲۴) هم‌راستا است. نتایج برآورد مدل شماره (۲) در جدول شماره (۳) نشان می‌دهد که ضریب متغیر تعرفه صادرات مثبت بوده؛ اما معنادار نیست. با امضای موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا، میانگین تعرفه صادراتی گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی ایران به اتحادیه اقتصادی اوراسیا از ۱۱/۸۸ درصد در سال ۲۰۱۰ به ۹/۳۲ درصد در سال ۲۰۱۹ و ۶/۷۳ درصد در سال ۲۰۲۳ کاهش یافته است.

1. Over-identification

جدول ۳: نتایج برآورد مدل شماره (۲) به روش گس‌تاورهای تعمیم‌یافته

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
رقابت‌پذیری با یک وقفه	۰/۰۰۷۴	۰/۱۰۲	۰/۰۷۳۱	۰/۹۴۲
تفاضل مرتبه اول واردات	-۱/۴۴×۱۰ ^{-۶}	۴/۲۱×۱۰ ^{-۷}	-۳/۴۲۳	۰/۰۰۱۳
تفاضل مرتبه اول صادرات	۲/۹۳×۱۰ ^{-۶}	۹/۱۶×۱۰ ^{-۷}	۳/۲۰۲	۰/۰۰۲۴
تعرفه واردات	-۰/۲۷۵	۰/۰۴۴	-۶/۱۲۸	۰/۰۰۰
تعرفه صادرات	۰/۰۱۶۹	۰/۰۳۴	۰/۴۸۶	۰/۶۲۸۷
نرخ ارز	۲/۴۹×۱۰ ^{-۶}	۷/۸۰×۱۰ ^{-۷}	۳/۱۹۷	۰/۰۰۲۵
عرض از مبدأ	۱۰/۵۳۱	۱/۶۴۸	۶/۳۸۷	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی				
آماره آزمون سارگان		۶/۵۵۶		
احتمال آزمون سارگان		۰/۱۶۱		
احتمال آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم (AR(2))		۰/۱۴۲		

منبع: یافته‌های پژوهش

همچنین نتایج برآورد مدل شماره (۲) در جدول شماره (۳) نشان می‌دهد که ضریب متغیر تفاضل مرتبه اول واردات، منفی و معنادار برآورد شده است. در واقع واردات گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی طبق نتایج اثر منفی بر شاخص رقابت‌پذیری این کالاها داشته است. متغیر تفاضل مرتبه اول صادرات اثر مثبت و معنادار بر شاخص رقابت‌پذیری این کالاها داشته است. متغیر ششم در مدل شماره (۲) و جدول (۳) نرخ ارز است که اثر مثبت و معناداری بر شاخص رقابت‌پذیری گروه‌های کالایی مذکور طبق برآورد مدل داشته است. همچنین طبق جدول (۳) نتایج به‌دست‌آمده از آزمون سارگان و عدم رد فرضیه صفر نشان می‌دهد که ابزارهای مورد استفاده در برآورد مدل معتبر است. احتمال آماره AR(2) همبستگی سریالی را آزمون می‌کند که عدم رد فرضیه صفر نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی باقی‌مانده‌ها رد نشده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

به‌منظور سنجش اثر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بر رقابت‌پذیری ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی از دو روش استفاده شده است. یکی استفاده از متغیر مجازی (PTA) در مدل (۱) است که برای سال‌های قبل از امضای موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا از ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸ عدد صفر و برای سال‌های بعد از امضای موافقت‌نامه از ۲۰۱۹ تا ۲۰۲۳ عدد یک به آن تعلق می‌گیرد. روش دیگر سنجش اثر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی بر رقابت‌پذیری ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی از طریق بررسی معنی‌داری ضرایب متغیرهای تعرفه واردات ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی از هر

یک از پنج کشور عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا و تعرفه صادرات ایران در گروه‌های کالایی کشاورزی - غذایی و نساجی به هر یک از پنج کشور عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا طی سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۳ است. دو متغیر تعرفه واردات و تعرفه صادرات در مدل (۲) وارد شده است. نتایج برآورد هر دو مدل اثر مثبت موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی میان ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا را بر رقابت‌پذیری صنایع کشاورزی - غذایی و نساجی نشان داد. ازاین‌رو در پنج مورد توصیه‌های سیاستی جهت بهبود روند موجود توسط پژوهشگران پژوهش حاضر تدوین شد. مورد اول؛ با توجه به اجرایی شدن موافقت‌نامه تجارت آزاد ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا از بهار ۱۴۰۴ و قرار گرفتن حدود ۷۰۰۰ قلم کالای ایرانی در فهرست کالاهای مشمول تعرفه ترجیحی یا صفر، فرصت مناسبی برای بهره‌برداری حداکثری از ظرفیت‌های این توافق فراهم شده است. ازاین‌رو، ضروری است دولت و بخش خصوصی با برنامه‌ریزی منسجم، زمینه استفاده مؤثر از این فرصت را، به‌ویژه در صنایع دارای مزیت نسبی همچون کشاورزی، صنایع غذایی و نساجی، فراهم کنند. در این راستا، تداوم سیاست‌های تسهیل‌کننده صادرات با تمرکز بر کالاهای مشمول این موافقت‌نامه، همراه با اطلاع‌رسانی دقیق درباره فهرست کالاهای مشمول، ضوابط بهره‌مندی از تعرفه‌های ترجیحی و نحوه دریافت گواهی مبدأ و سایر مدارک موردنیاز، می‌تواند نقش مهمی در افزایش بهره‌برداری صادرکنندگان از این ظرفیت ایفا کند. همچنین، با توجه به محدودیت‌های مالی و لجستیکی بنگاه‌های کوچک و متوسط، اجرای مشوق‌های هدفمند و کم‌هزینه، از جمله تخفیف در هزینه‌های حمل‌ونقل، تسهیل و تسریع فرآیند صدور گواهی مبدأ و مجوزهای صادراتی، می‌تواند زمینه حضور مؤثرتر این بنگاه‌ها در بازارهای اوراسیا را فراهم سازد. افزون بر این، تقویت نظام اطلاع‌رسانی و نظارت از سوی نهادهای مسئول، از طریق انتشار شفاف و به‌روز فهرست کالاهای مشمول، دستورالعمل‌های اجرایی و الزامات صادرات به زبانی ساده و قابل فهم، موجب افزایش شفافیت، کاهش ابهام و ارتقای اطمینان فعالان اقتصادی در بهره‌گیری از فرصت‌های تجاری ناشی از این موافقت‌نامه خواهد شد.

مورد دوم؛ با بررسی مطالعات این حوزه و مطالعه حاضر می‌توان گفت که کاهش شتاب‌زده تعرفه‌های وارداتی، ممکن است در کوتاه‌مدت فشار رقابتی بالایی بر تولیدکنندگان داخلی وارد کند؛ بنابراین بهتر است سیاست کاهش تعرفه‌ها با تمهیدات حمایتی همراه شود. یکی از روش‌های معمول، اعمال تعرفه‌های حفاظتی کوتاه‌مدت (مثلاً ۲ تا ۳ ساله) بر کالاهایی است که مشابه داخلی دارند. در کنار این، برنامه‌های کم‌هزینه مانند آموزش نیروی انسانی و ارتقای فناوری می‌تواند توان رقابتی صنایع را تقویت کند تا بتوانند خودشان را با شرایط جدید وفق دهند.

مورد سوم؛ اثر مثبت نرخ ارز بر رقابت‌پذیری صادرات نشان می‌دهد که ثبات نسبی نرخ ارز برای بنگاه‌ها اهمیت زیادی دارد. یک سیاست ارزی قابل‌پیش‌بینی، با دامنه مشخص نوسان، می‌تواند ریسک فعالیت صادرکنندگان را کمتر کند. استفاده از ابزارهایی مانند صندوق تثبیت ارزی یا تخصیص نرخ ترجیحی به نهادهای صادرات‌محور، از اقداماتی است که می‌تواند صادرات به بازارهای اوراسیا را تقویت کند. این سیاست‌ها نیازمند منابع گسترده نیستند، اما هماهنگی میان بانک مرکزی و وزارت اقتصاد را ضروری می‌کنند.

مورد چهارم؛ نتایج نشان می‌دهد که شدت تعامل تجاری (چه در قالب صادرات و چه واردات) در ارتقای رقابت‌پذیری صنایع نقش دارد. برای تقویت این جریان تجاری، بهبود زیرساخت‌های مرزی و گمرکی اهمیت دارد. دیجیتالی‌سازی فرایندهای گمرکی، یکپارچه‌سازی سامانه‌های حمل‌ونقل، و ایجاد مراکز لجستیکی مشترک با کشورهای عضو اتحادیه از جمله اقداماتی هستند که با منابع محدود و حتی مشارکت‌بخش خصوصی قابل اجرا هستند و می‌توانند زمان و هزینه تجارت را کاهش دهند.

مورد پنجم؛ متغیر مجازی توافق‌نامه در مدل اثر مثبت و معناداری داشته که نشان می‌دهد خود سازوکار همکاری منطقه‌ای برای ایران ارزش افزوده ایجاد کرده است. برای حفظ و تقویت این روند، لازم است عملکرد توافق‌نامه به طور منظم پایش شود. ایجاد کمیته‌های تخصصی مشترک، جمع‌آوری مستمر اطلاعات از صنایع و بررسی چالش‌های اجرایی در سطح هر استان (به‌ویژه استان‌هایی که مرز تجاری با اعضای اتحادیه دارند) می‌تواند زمینه همکاری پایدارتر را فراهم کند و ظرفیت‌های موجود را بهتر فعال سازد.

با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، آثار موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی و موافقت‌نامه تجارت آزاد از ابعاد مختلف مورد بررسی قرار گیرد. از جمله، تحلیل آثار این موافقت‌نامه‌ها به تفکیک هر یک از کشورهای عضو اتحادیه اقتصادی اوراسیا می‌تواند درک دقیق‌تری از تفاوت‌های موجود در روابط تجاری ایران با هر یک از این کشورها ارائه دهد. همچنین، استفاده از داده‌های سطح بنگاه و به‌کارگیری مدل‌های اقتصادسنجی خردبنگایی، امکان ارزیابی دقیق‌تر اثرات این موافقت‌نامه‌ها بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی و صادراتی را فراهم خواهد کرد. علاوه بر این، بررسی تأثیر موافقت‌نامه تعرفه ترجیحی و موافقت‌نامه تجارت آزاد بر زنجیره تأمین صنایع داخلی، به‌ویژه از منظر تأمین نهاده‌های تولید، هزینه‌های تولید و رقابت‌پذیری بنگاه‌ها، می‌تواند به غنای ادبیات پژوهش در این حوزه بیفزاید. همچنین، مطالعه آثار این موافقت‌نامه‌ها بر تأمین کالاهای اساسی و امنیت تأمین این کالاهای، با توجه به اهمیت آن در سیاست‌گذاری اقتصادی و تجاری کشور، از دیگر محورهای مهمی است که می‌تواند در پژوهش‌های آینده مورد توجه قرار گیرد.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، [عطا صفائی](#) در رشته علوم اقتصادی است که تحت راهنمایی دکتر سید رضا میرعسکری و با مشاوره دکتر فرزاد رحیم‌زاده در گروه اقتصاد، دانشگاه گیلان انجام شده است.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

سپاسگزاری (تقدیر و تشکر)

نویسندگان از تمامی افرادی که با نظرات سازنده و راهنمایی‌های خود در بهبود کیفیت این مقاله نقش داشته‌اند، تشکر می‌کنند. حمایت‌های ایشان نه تنها به غنای محتوای پژوهش کمک کرده؛ بلکه انگیزه‌ای مضاعف برای نویسندگان بوده است.

شناسه اُرکید (ORCID)

<https://orcid.org/0009-0004-2748-3476>

عطا صفائی



<https://orcid.org/0000-0003-1084-5819>

سید رضا میرعسکری



<https://orcid.org/0000-0002-1830-0103>

فرزاد رحیمزاده



منابع و مأخذ

- الهی، ناصر، معصوم زاده، الهه، کیاالحسینی، سید ضیاءالدین و عربی، سید هادی. (۱۴۰۰). بررسی آثار موافقت‌نامه تجاری بین ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا بر بخش‌های صادراتی صنعت و کشاورزی؛ رهیافتی از مدل جاذبه. نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۱۱(۴۴)، ۱۰۵-۱۲۰. <https://doi.org/10.30473/egdr.2020.51845.5701>
- بندریان، رضا. (۱۳۹۵). تبیین مفهوم رقابت‌پذیری در حوزه پژوهش و فناوری. نشریه رهیافت، ۲۶(۶۱)، ۴۹-۶۲. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.10272690.1395.26.61.4.7>
- حسینی، میر عبدالله، عابدین‌مقانی، محمد رضا و زاهدطلبان، علی. (۱۴۰۲). همگرایی اقتصادی - تجاری منطقه‌ای میان ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا. نشریه بررسی‌های بازرگانی، ۲۱(۱۲۲)، ۳۲-۱. <https://doi.org/10.22034/bs.2023.1987778.2724>
- سوری، علی. (۱۴۰۰). اقتصادسنجی (پیشرفته) همراه با کاربرد 8 Eviews و 12 Stata. جلد دوم. نشر فرهنگ‌شناسی. تهران.
- طالب‌پور، سمیه، نورانی، محمود و محمدپور، رضا (۱۴۰۱). نقش اتحادیه اقتصادی اوراسیا در توسعه تجارت خارجی ایران. پژوهش‌های جغرافیای سیاسی، ۱۷(۱)، ۷۹-۱۰۲. <https://doi.org/10.22067/pg.2021.67119.0>
- کاظم نژاد، مهدی، عزیزی، لیلا و حسینی امین، سیده زهره (۱۴۰۰). تأثیر موافقت‌نامه موقت ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا در توسعه تجارت بین این کشورها. اقتصاد کشاورزی، دوره ۱۵، شماره ۴، ۹۳-۶۱. <https://doi.org/10.22034/iaes.2021.538892.1868>
- میرعسکری، سیدرضا. (۱۴۰۳). بررسی وضعیت نفوذ اقتصادی ایران در اتحادیه اقتصادی اوراسیا. دومین همایش بین‌المللی موقعیت زبان روسی در ایران و نگاه به اوراسیا. رشت. <https://civilica.com/doc/2182799>
- هرورانی، حسین، و قلی‌پور، مسلم. (۱۳۹۹). وضعیت تجارت و ظرفیت‌های همکاری اقتصادی دوجانبه ایران و اتحادیه اقتصادی اوراسیا (گزارش شماره ۱۷۲۱۷). تهران: دفتر مطالعات اقتصادی، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

References

- Adarov, A., Ghodsi, M. (2021). The impact of the Eurasian Economic Union-Iran preferential trade agreement on mutual trade at aggregate and sectoral levels. *Eurasian Economic Review*, 11, 125-157. <https://doi.org/10.1007/s40822-020-00161-2>
- Aizutov, A. (2019). *Eurasian Economic Union: Prospects and challenges of regional integration*. Eurasian Development Bank. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2015-3-87-108>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>

- Baccini, L. (2019). The economics and politics of preferential trade agreements. *Annual Review of Political Science*, 22(1), 75-92. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-050317-070708>
- Baldwin, R. (2019). The great convergence: Information technology and the new globalization. *Review of Political Economy*, 31(2), 1-3. <https://doi.org/10.1080/09538259.2019.1644736>
- Bandarian, R. (2016). Explaining the Concept of Competitiveness in Research and Technology. *Rahyaf*, 26(61), 49-62. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.10272690.1395.26.61.4.7> [In Persian].
- Barattieri, A., Mattoo, A., & Taglioni, D. (2025). Trade Effects of Industrial Policies : Are Preferential Agreements a Shield?, *Journal of Policy Modeling*, 47(4), <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2025.06.015>
- Cerqua, A., Montalbano, P., & Temerbulatova, Z. (2024). A decade of Eurasian integration: An ex-post non-parametric assessment of the Eurasian economic union. *International Economics*, 178, 100506. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2024.100506>
- Crowley, M A., Han, L., & Prayer, T. (2024). The pro-competitive effects of trade agreements. *Journal of International Economics*, 150 (103936). <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2024.103936>
- Elahi, N., Masoomzadeh, E., Kiaalhosseini, S., & Arabi, S. H. (2021). Investigating the Potential Impacts of the Trade Agreement between Iran and the Eurasian Economic Union on the Export Sector of Agriculture and Industry; An Approach based on the Gravity Model. *Economic Growth and Development Research*, 11(44), 120-105. <https://doi.org/10.30473/egdr.2020.51845.5701> [In Persian]
- Guo, H., & Lu, W. (2023). Measuring competitiveness with data-driven principal component analysis: A case study of Chinese international construction companies. *Engineering, Construction and Architectural Management*, 30(4), 1558-1577. <https://doi.org/10.1108/ECAM-04-2020-0262>
- Haroorani, H., & Gholipour, M. (2012). *Trade Status and Bilateral Economic Cooperation Capacities of Iran and the Eurasian Economic Union* (Report No. 17217). Tehran: Economic Studies Office, Research Center of the Islamic Consultative Assembly. [In Persian]
- Hartwell, C. A. (2016). Improving competitiveness in the member states of the Eurasian Economic Union: a blueprint for the next decade. *Post-Communist Economies*, 28(1), 49-71. <https://doi.org/10.1080/14631377.2015.1124554>
- Haskel, J., & Slaughter, M. J. (2003). Have falling tariffs and transportation costs raised US wage inequality?. *Review of International Economics*, 11(4), 630-650. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00403>
- Hosseini, M., Abedin Moghanaki, MR., & Zahedtalaban, A . (2023). Regional Convergence Between Iran and Eurasian Economic Union (EAEU). *Commercial Surveys*, 21(122), 1-32. <https://doi.org/10.22034/bs.2023.1987778.2724> [In Persian]
- Kazem Nejad, M., Azizi, L., & Hoseini Amin, ZS. (2021). Impact of The Interim Agreement Between Iran and The Eurasian Economic Union in The Development of Trade Between These Countries. *Agricultural Economics*, 15(4), 61-93. <https://doi.org/10.22034/iaes.2021.538892.1868> [In Persian]
- Kuenzel, D. J & Sharma, R. R. (2026). *Preferential Trade Agreements and Non-tariff Measures*, Wesleyan Economics Working Papers 2025-001, Wesleyan University, Department of Economics.
- Miraskari, S.R. (2024). Investigating the status of Iran's economic influence in the Eurasian Economic Union. *The second international conference on the situation of the Russian*

- language in Iran and looking at Eurasia*. Rasht. <https://civilica.com/doc/2182799> [In Persian]
- Porter, M. E. (1990). *The competitive advantage of nations*. Harvard business review. Free Press.
- Porter, M. E. (2008). *On competition (Updated and expanded ed.)*. Harvard Business Review Press.
- Souri, Ali. (2021). *Econometrics (Advanced) with the use of Eviews 8 and Stata 12*. Farhangshenasi Publishing. Tehran. [In Persian]
- Talebpoor, S., Nourani, M., & Mohammadpour, R. (2022). The Role of Eurasian Economic Union in Development of Foreign Trade of Iran. *Research Political Geography Quarterly*, 7(1), 79-102. <https://doi.org/10.22067/pg.2021.67119.0> [In Persian]
- UNCTAD. (2022). *Trade and development report 2022*. United Nations Conference on Trade and Development.
- UNIDO. (2019). *Competitive industrial performance report 2018*. United Nations Industrial Development Organization.
- UNIDO. (2022). *Industrial development report 2022: The future of industrialization in a post-pandemic world*. United Nations Industrial Development Organization.
- World Economic Forum. (2020). *The global competitiveness report 2020*. World Economic Forum.

Research Article

Threshold Modeling of the Transmission of World Uncertainty Effects on Iranian Stock Market Returns with an Emphasis on the Role of Institutional Quality

Fereshteh Mohamadian^{*1} , Mohammed Jaafar Hleo² , Sajjad Mohsin Ahmed² , Wisam Hameed Irbayij² 

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, University of Ilam, Ilam, Iran.

2. M.A. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Literature and Humanities, University of Ilam, Ilam, Iran.

Received 13 December 2025

Revise 13 June 202

Accepted 22 June 2026

Publish 23 September 2026

Abstract

The stock market, as one of the vital pillars of the financial system, is continuously influenced by various factors, including macroeconomic variables and global uncertainty. This study examines the threshold role of changes in institutional quality in shaping the relationship between Iranian stock market returns and global uncertainty using quarterly data from 2009 to 2024 and the Threshold Autoregressive (TAR) method. The results indicate that changes in institutional quality have a threshold value of -0.56 , which affects the influence of exchange rates, oil prices, and global uncertainty on the stock market, dividing market behavior into two distinct regimes. In the first regime, when changes in institutional quality are below this threshold, oil prices, exchange rates, and global uncertainty have negative and statistically significant effects on stock returns, whereas institutional quality has a positive and significant effect. This finding suggests that even under weak institutional conditions, improvements in institutional quality can facilitate stock market growth. In the second regime, after the threshold is exceeded, the effect of institutional quality remains positive, while the other variables also exert positive effects on stock returns. Therefore, improving institutional quality should be regarded as a vital tool for strengthening the resilience of the capital market against domestic and global fluctuations.

Keywords: Stock returns, Threshold regression, world uncertainty, Institutional quality

JEL Classification: C22, E44, G12, D80

* Corresponding Author: Fereshteh Mohamadian

E-mail: F.Mohamadian@ilam.ac.ir

Tel: +989188419840

Cite This Article (APA): Mohamadian, F., Jaafar hleo, M., Mohsin ahmed, S. & Hameed irbayij, W. (2026). The Effect of Global Uncertainty on Iran's Stock Market Returns with an Emphasis on the Role of Institutional Quality: Evidence from a Threshold Regression Model. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(3), 87-112. <https://doi.org/10.22034/jepr.2026.145108.1331> [In Persian].

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64583.html?lang=en



© The Author(s), 2026. *Economic Policies and Research*, Published online by University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

The stock market, as a fundamental pillar of the financial system, plays a crucial role in mobilizing and allocating financial resources and guiding investment decisions. Its performance is continually influenced by macroeconomic variables, global shocks, and institutional conditions. In recent years, rising global uncertainty—driven by geopolitical developments, financial crises, and pandemics—has intensified volatility in financial markets.

One of the key challenges facing emerging and developing economies, including Iran, in recent decades has been the increase in Economic Policy Uncertainty (EPU). This concept refers to the inability of economic agents to accurately anticipate future policies and their consequences, which manifests itself in uncertainty regarding the timing, content, and effects of policies on economic decision-making (Shahin-Oz & Erdogan-Juser, 2018). The complexity of measuring this phenomenon has encouraged researchers to develop appropriate indicators. The World Uncertainty Index (WUI), introduced by Ahir et al. (2022), encompasses both political and economic dimensions and provides a more comprehensive measure than traditional indicators such as the EPU.

Institutional quality, on the other hand, can play a moderating role in the transmission of global uncertainty to the stock market through greater policy stability, transparency, stronger rule of law, and enhanced investor confidence. Although numerous studies have examined the impact of uncertainty on stock market returns, the threshold role of institutional quality and the nonlinear dynamics of Iran's stock market remain relatively underexplored. Therefore, this study investigates how global uncertainty affects Iranian stock market returns, with particular emphasis on the role of institutional quality within a threshold modeling framework.

Methodology

This study employs quarterly data from 2009 to 2023 and applies a Threshold Autoregressive (TAR) approach. A conceptual framework grounded in behavioral finance and open-economy macroeconomic theories is used to examine the effects of global uncertainty on stock market returns, with institutional quality considered as a moderating factor. The proposed model is expressed as:

$$R_t = \mathcal{F}(EX_t, OIL_t, INS_t, WUI_t) \quad (1)$$

where the dependent variable represents stock market returns, while the explanatory variables include the exchange rate and OPEC oil prices. Data for these variables were obtained from the database of the Ministry of Economic Affairs and Finance. The World Uncertainty Index (WUI), published by the Federal Reserve Bank of St. Louis and based on Ahir et al. (2022), is scaled between 0 and 1.

The institutional quality index is constructed based on five components of the International Country Risk Guide (ICRG): control of corruption, democratic accountability, law and order, bureaucratic quality, and government stability. These components are rescaled to construct a composite institutional quality index.

Prior to estimation, the Augmented Dickey–Fuller (ADF) and Phillips–Perron (PP) unit root tests confirmed the stationarity of the variables, while the BDS test indicated the presence of nonlinear patterns in the data. The threshold variable and its corresponding value were determined using the Bai–Perron method, with institutional quality identified as the threshold variable at a value of -0.563 .

Results and Discussion

The results reveal a nonlinear and regime-dependent relationship between global uncertainty and Iranian stock market returns. Institutional quality (INS) is identified as the threshold variable, with a threshold change value of -0.563 . This finding indicates that the effects of the other explanatory variables on stock market returns vary depending on whether institutional quality is below or above this threshold.

In the first regime, where institutional quality is below the threshold, the exchange rate, oil prices, and global uncertainty exert negative and statistically significant effects on stock market returns, whereas institutional quality itself has a positive and statistically significant effect. This finding suggests that under weak institutional conditions, Iran's stock market is more vulnerable to global shocks and macroeconomic volatility.

In the second regime, when institutional quality exceeds the threshold, the effects of the exchange rate and global uncertainty on stock market returns become positive and statistically significant, whereas the effect of oil prices becomes statistically insignificant. These findings indicate that improvements in institutional quality can mitigate the effects of external shocks, potentially alter their transmission mechanisms, and enhance the resilience of the capital market.

Conclusion

The findings of this study indicate that institutional quality plays a decisive role in shaping the transmission of global uncertainty to Iran's stock market. At low levels of institutional quality, the stock market exhibits stronger negative responses to both domestic and external shocks, whereas at higher levels of institutional quality, the intensity of these effects diminishes and, in some cases, may even become positive.

Accordingly, strengthening economic institutions, improving transparency, enhancing the rule of law, and combating corruption can serve as key strategies for increasing the stability, efficiency, and attractiveness of Iran's capital market for both domestic and foreign investors. The primary policy recommendation is therefore to focus on institutional reforms and improvements in governance quality.

Measures such as strengthening the independence and accountability of economic institutions, improving transparency in policymaking, enhancing the efficiency of regulatory bodies, and combating corruption can provide the necessary foundation for a resilient and sustainable stock market. Furthermore, creating greater coordination between exchange-rate, oil, and fiscal policies and institutional development strategies is essential for minimizing the potentially adverse effects of macroeconomic fluctuations on the stock market.

Additional information

Authors' Contributions

All Authors Contributed Equally to The Writing of The Article.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this article.

Financial Support

The authors received no financial support for the research and publication of this article.

Acknowledgements

The authors also extend their appreciation to all individuals whose constructive comments and guidance contributed to improving the quality of this article.

ORCID

 <i>Fereshteh Mohamadian</i>	http://orcid.org/0000-0002-9680-530x
 <i>Mohammed Jaafar Hleo</i>	http://orcid.org/0009-0007-9653-1920
 <i>Sajjad Mohsin Ahmed</i>	http://orcid.org/0009-0008-3720-1355
 <i>Wisam Hameed Irbayyij</i>	http://orcid.org/0009-0002-1098-9257

مقاله پژوهشی

اثر عدم قطعیت جهانی بر بازده بازار سهام ایران با تأکید بر نقش کیفیت نهادی - شواهدی از مدل رگرسیون آستانه‌ای

فرشته محمدیان^{۱*}، محمد جعفر هلیو^۲، سجاد محسن احمد^۲، وسام حمید اربیع^۲

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران.
۲. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۹/۲۳ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۳/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۴/۰۱ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۱

چکیده

بازار سهام به‌عنوان یکی از ارکان حیاتی نظام مالی، همواره تحت تأثیر عوامل متعددی از جمله متغیرهای کلان اقتصادی و عدم قطعیت جهانی قرار دارد. در این تحقیق، با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۳ و روش رگرسیون آستانه‌ای، نقش آستانه تغییرات کیفیت نهادی در شکل‌دهی رابطه بین بازده سهام ایران و عدم قطعیت جهانی بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که تغییرات کیفیت نهادی یک نقطه آستانه دارد (۰/۵۶-) که بر اثرگذاری نرخ ارز، قیمت نفت و عدم قطعیت جهانی بر بازار سهام تأثیرگذار است و بازار سهام را به دو رژیم رفتاری تقسیم می‌کند. در رژیم اول، زمانی که تغییرات کیفیت نهادی پایین‌تر از این آستانه است، قیمت نفت، نرخ ارز و عدم قطعیت جهانی تأثیر منفی و معنادار بر بازده سهام دارند، اما کیفیت نهادی به‌صورت مثبت و مؤثر عمل می‌کند؛ این موضوع نشان می‌دهد حتی در شرایط نهادی ضعیف، بهبودهای نهادی می‌تواند رشد بازار سهام را تسهیل کند. در رژیم دوم، پس از عبور از آستانه، اثر کیفیت نهادی همچنان مثبت باقی می‌ماند و سایر متغیرها نیز تأثیری مثبت بر بازده سهام دارند؛ بنابراین، لازم است بهبود کیفیت نهادی به‌عنوان ابزاری حیاتی برای مقاومت‌سازی بازار سرمایه در برابر نوسانات داخلی و جهانی به کار گرفته شود.

واژگان کلیدی: بازده سهام، رگرسیون آستانه‌ای، عدم قطعیت جهانی، کیفیت نهادی

طبقه‌بندی JEL: C22، E44، G12، D80

* نویسنده مسئول: فرشته محمدیان آدرس رایانامه: F.Mohamadian@ilam.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۸۸۴۱۹۸۴۰

استناد به مقاله (APA): محمدیان، فرشته، جعفر هلیو، محمد، محسن احمد، سجاد و حمید اربیع، وسام. (۱۴۰۵). اثر عدم قطعیت جهانی بر بازده بازار سهام ایران با تأکید بر نقش کیفیت نهادی - شواهدی از مدل رگرسیون آستانه‌ای. نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، ۵(۳)، ۸۷-۱۱۲

https://doi.org/10.22034/jepr.2026.145108.1331

https://jepr.uok.ac.ir/article_64583.html

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه:

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین چالش‌هایی که اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه، از جمله ایران، در دهه‌های اخیر با آن مواجه بوده‌اند، افزایش عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی (EPU)^۱ است. این مفهوم به ناتوانی فعالان اقتصادی در پیش‌بینی سیاست‌های آتی و پیامدهای آنها اشاره دارد؛ امری که در شرایطی چون ابهام در زمان‌بندی، محتوای سیاست‌ها و آثار آنها بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی نمود می‌یابد (Sahinoz & Erdogan Cosar, 2018). پیچیدگی در شناسایی و کمی‌سازی این پدیده باعث شده تا محققان به دنبال شاخص‌های مناسبی برای سنجش آن باشند. در این زمینه، بیکر و همکاران (۲۰۱۶)^۲ شاخصی مبتنی بر فراوانی پوشش خبری ارائه داده‌اند که از معتبرترین ابزارهای اندازه‌گیری عدم قطعیت‌ها به شمار می‌رود. با وجود استفاده گسترده از شاخص عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی، این شاخص عمدتاً بر ارزیابی عدم قطعیت‌های پولی، مالی و تجاری تمرکز دارد. در حالی که شاخص عدم قطعیت جهانی (WUI)^۳ معرفی شده توسط اهیر و همکاران (۲۰۲۲)^۴ ابعاد گسترده‌تری از جمله تحولات سیاسی و ژئوپلیتیکی را نیز در بر می‌گیرد (Erdogan et al., 2022). نکته‌ای که به‌ویژه برای کشوری مانند ایران که در دهه‌های اخیر تحت تأثیر تحریم‌ها، تنش‌های منطقه‌ای و همه‌گیری کرونا قرار داشته، حائز اهمیت است. از منظر نظریه‌های مالی، عدم قطعیت جهانی از طریق افزایش ریسک ادراک شده و تضعیف سازوکارهای بهینه‌سازی پرتفوی، بر بازده و نوسانات بازار سهام اثر می‌گذارد. در چارچوب نظریه پرتفوی مارکوویتز^۵، افزایش عدم قطعیت جهانی - به‌ویژه در قالب شوک‌های سیاستی و مالی - موجب افزایش واریانس بازده موردانتظار دارایی‌ها و هم‌زمان افزایش همبستگی بین بازارهای سهام بین‌المللی می‌شود (Hoque & Zaidi, 2019; Nawaz et al., 2023; Smales, 2022). این فرایند مزایای متنوع‌سازی پرتفوی را که هسته اصلی نظریه پرتفوی است، تضعیف کرده و امکان کاهش ریسک از طریق تنوع‌بخشی فرامرزی را محدود می‌سازد (Markowitz, 1990). در نتیجه، سرمایه‌گذاران در مواجهه با عدم قطعیت بالا، با کاهش کارایی پرتفوی‌های متنوع و افزایش ریسک کل، به بازتخصیص دارایی‌ها از سهام به دارایی‌های کم‌ریسک‌تر روی می‌آورند که این امر به کاهش تقاضای سهام و افت بازده بازار منجر می‌شود (Nakamura, 2022; Uddin et al., 2023). به طور مکمل، در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^۶ (CAPM)، عدم قطعیت جهانی با افزایش ریسک سیستماتیک غیر قابل تنوع، صرف ریسک مورد انتظار را افزایش داده و از طریق تعدیل انتظارات بازده، قیمت سهام را تحت فشار قرار می‌دهد (Hoque & Zaidi, 2019; Uddin et al., 2023). از آنجا که CAPM سنتی در محیط‌های با شوک‌های خارجی شدید و پویایی‌های کلان ناپایدار محدودیت دارد، رویکردهای اصلاح‌شده CAPM - مانند CAPM شرطی یا DR-CAPM - نشان می‌دهند که در دوره‌های عدم قطعیت بالا، حساسیت بازده سهام به ریسک بازار افزایش یافته و واکنش بازار می‌تواند نامتقارن و غیرخطی باشد (Lettau et al., 2014).

1. Economic Policy Uncertainty

2. Baker et al. (2016)

3. World Uncertainty Index

4. Ahir et al. (2022)

5. Markowitz

6. Capital Asset Pricing Model

از سوی دیگر، شدت و حتی جهت اثرگذاری عدم قطعیت جهانی بر بازده بازار سهام به سطح کیفیت نهادی^۱ اقتصاد وابسته است. کیفیت نهادی بالاتر، از طریق تقویت حاکمیت قانون^۲، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، افزایش شفافیت در سیاست‌گذاری و بهبود پیش‌بینی‌پذیری محیط اقتصادی، می‌تواند سازوکار انتقال شوک‌های ناشی از عدم قطعیت جهانی به ریسک سیستماتیک داخلی را تضعیف کرده و در نتیجه آثار نامطلوب این شوک‌ها بر عملکرد بازار سهام را کاهش دهد (Hooper et al., 2009; Modugu & Dempere, 2020). در چنین شرایطی، اگرچه عدم قطعیت جهانی سطح ریسک را افزایش می‌دهد، اما نهادهای کارآمد مانع از سرایت کامل این ریسک به رفتارهای هیجانی و فروش‌های گسترده در بازار سهام می‌شوند (Khan et al., 2025). علاوه بر این، در رژیم‌های با کیفیت نهادی بالا، افزایش عدم قطعیت می‌تواند منجر به بازتخصیص سرمایه به سمت بازارهای دارای چارچوب نهادی قوی‌تر شود؛ به گونه‌ای که سرمایه‌گذاران بین‌المللی و داخلی، این بازارها را به عنوان مقاصد امن‌تر نسبی برای جذب شوک‌های جهانی تلقی کنند (Hooper et al., 2009; Khan et al., 2025). در این چارچوب، عدم قطعیت جهانی لزوماً به کاهش بازده منجر نمی‌شود، بلکه می‌تواند از طریق کانال «انتقال سرمایه» و بهبود انتظارات نسبی، اثر خنثی یا حتی مثبت بر بازده بازار سهام داشته باشد؛ بنابراین، مشاهده اثر مثبت عدم قطعیت جهانی بر بازده سهام در رژیم کیفیت نهادی بالا، نه به عنوان یک قاعده عمومی، بلکه به عنوان یک پیامد وابسته به شرایط نهادی و تغییر رژیم رفتاری بازار قابل تفسیر است، امری که توجیه نظری استفاده از مدل‌های آستانه‌ای^۳ را تقویت می‌کند (Chiang, 2020; Khan et al., 2025; Modugu & Dempere, 2020).

در سال‌های اخیر و با گسترش نظریه مالی رفتاری، توجه به تأثیر ریسک‌های جهانی بر بازده و نوسانات بازار سهام افزایش یافته است (Bayar & Kılıç, 2012; Emsen, 2022; Ghani & Ghani, 2024). بسیاری از مطالعات تجربی این موضوع را در چارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) و مدل‌های خطی بررسی کرده‌اند (Demirer et al., 2015; Moya-Martínez et al., 2014; Naifar et al., 2017). پژوهش‌های مختلفی به بررسی این رابطه در شرایط متغیر اقتصادی و ساختاری پرداخته‌اند (Arouri et al., 2016; Basher et al., 2018; Zhu et al., 2017). نتایج این مطالعات حاکی از آن است که درک دقیق‌تر از تأثیر ریسک‌های جهانی بر بازار سهام نیازمند چارچوب‌های غیرخطی و مدل‌هایی است که توانایی شناسایی تغییرات رفتاری و ساختاری بازار را داشته باشند. از این رو، هدف اصلی این تحقیق، طراحی و برآورد یک مدل آستانه‌ای برای تحلیل نحوه انتقال اثرات عدم قطعیت جهانی بر بازده بازار سهام ایران با تأکید بر نقش تعدیل‌کننده کیفیت نهادی است. برای این منظور در ادامه ساختار مقاله به شرح زیر است که بخش دوم به ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و پیشینه پژوهش اختصاص دارد؛ در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق و مدل تجربی ارائه می‌شود. در بخش چهارم نتایج تجربی تجزیه و تحلیل می‌شود و در بخش پایانی، جمع‌بندی یافته‌ها و پیشنهاد‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

-
1. Institutional Quality
 2. Rule of law
 3. Threshold model

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

در ادبیات اقتصادی، مفاهیم «ریسک»^۱، «عدم قطعیت»^۲، «عدم اطمینان»^۳ و «بی‌اعتمادی»^۴ با وجود نزدیکی مفهومی، دارای معانی متمایزی هستند که هر یک نقش خاصی در تحلیل شرایط اقتصادی و فرایند تصمیم‌گیری ایفا می‌کنند (روشن، ۱۳۹۹). «ریسک» ناظر به احتمال وقوع خسارت یا پیامدهای منفی است که معمولاً قابل اندازه‌گیری بوده و با روش‌های احتمالاتی قابل برآورد است (Cierna & Sujova, 2020). در مقابل، «عدم قطعیت» به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن اطلاعات کافی برای پیش‌بینی پیامدها وجود ندارد و حتی تعیین احتمالات نیز ممکن نیست، از این‌رو دامنه‌ای وسیع‌تر از ریسک را در بر می‌گیرد (Alaszewski & Coxon, 2009). تمایز میان ریسک و عدم قطعیت به این دلیل حائز اهمیت است که در شرایط ریسک، اطلاعات ناقص ولی قابل کمی‌سازی است، اما در شرایط عدم قطعیت، دانش یا بسیار مبهم است یا کاملاً مفقود (روشن، ۱۳۹۹). در این میان، «عدم اطمینان» مفهومی نزدیک به بی‌ثباتی سیستم‌ها و فرآیندهاست و می‌تواند به طور هم‌زمان ریسک و عدم قطعیت را تشدید کند. همچنین، «بی‌اعتمادی» بیشتر جنبه احساسی دارد و در نتیجه شک یا تردید نسبت به دیگران یا نهادها به وجود می‌آید که خود می‌تواند تصمیم‌گیری اقتصادی را مختل کند. این مفاهیم در عمل به هم مرتبط هستند؛ برای نمونه، افزایش عدم قطعیت اغلب به کاهش اطمینان و در نهایت بی‌اعتمادی در فضای اقتصادی منجر می‌شود. در چنین شرایطی نه اطمینان کامل (با احتمال ۱۰۰ درصد) برای تحلیل وجود دارد و نه اطمینان نسبی (با احتمالی بین ۵۰ تا ۱۰۰ درصد)، برای تصمیم‌گیری؛ تنها سردرگمی و احتیاط بر رفتار اقتصادی حاکم می‌شود.

افزایش عدم قطعیت، به‌ویژه در موقعیت‌هایی مانند بحران‌های اقتصادی، شوک‌های ژئوپلیتیکی یا تحولات سیاستی پیش‌بینی‌ناپذیر، موجب ناپایداری بیشتر در اقتصاد شده و تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی را با چالش مواجه می‌کند. یکی از پیامدهای آن، کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به ورود در فعالیت‌های بلندمدت و گسترش فضای انتظار است (روشن، ۱۳۹۹)، که از مجاری متعددی بر بازار دارایی‌ها و به‌ویژه بازار سهام اثر می‌گذارد. نخست، عدم قطعیت جهانی بر تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی درباره اشتغال، مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد که این تصمیم‌ها به طور مستقیم بر مشارکت و عملکرد بازار سهام اثر می‌گذارند (Arouri et al., 2016; Gulen & Ion, 2016). دوم، عدم قطعیت محیط تأمین مالی و میزان آزادی اقتصادی را تضعیف می‌کند که این امر از طریق کاهش مشارکت سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی بر عملکرد بازار سهام تأثیرگذار است. سوم، عدم قطعیت بر بازار کالاها، از جمله قیمت نفت تأثیر می‌گذارد که به نوبه خود عملکرد بازار سهام و اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (Kang et al., 2017; Kang & Ratti, 2013). شوک‌های اخیر نفت نمونه‌ای روشن از این موضوع‌اند، جایی که اقتصادهای وابسته به درآمدهای نفتی از جمله ایران، به دلیل سیاست‌های تولید نفت

1. Risk
2. Uncertainty
3. Unreliability
4. Distrust

کشورهای عضو اوپک، متحمل زیان شدند. چهارم، عدم قطعیت جهانی بر نرخ تورم و نرخ بهره اثرگذار است و از طریق جریان‌های نقدی و نرخ تنزیل، قیمت دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد، این عوامل، در نهایت، از جمله اصلی‌ترین منابع ریسک در بازده سهام به شمار می‌روند (Arouri et al., 2016; Pastor & Veronesi, 2013).

پنجم، عدم قطعیت جهانی همواره بر ذهن ناخودآگاه سرمایه‌گذاران تأثیر گذاشته و آن‌ها را از ورود به بازار سهام باز می‌دارد؛ امری که می‌تواند به سقوط شدید بازار سهام بینجامد (Pastor & Veronesi, 2013). افزون بر این، ناتوانی سرمایه‌گذاران در ارزیابی پیامدهای ناشی از عدم قطعیت که مرتبط با عوامل ریسک سیستماتیک بنیادین است، سبب خروج سرمایه‌ها باهدف کاهش ریسک و جلوگیری از زیان می‌شود. در مقابل، سرمایه‌گذارانی که توانایی ارزیابی ریسک دارند، در مواجهه با عدم قطعیت، خواهان دریافت جایزه ریسک بیشتری برای پذیرش چنین ریسکی در شرایط نوسان بالا می‌شوند (Hoque & Zaidi, 2019). ششم، این امکان نیز وجود دارد که رابطه‌ای مثبت میان عدم قطعیت جهانی و قیمت یا بازده سهام برقرار باشد. منطق رابطه مثبت آن است که افزایش در عدم قطعیت سرمایه‌گذاران را وادار می‌سازد تا برای پذیرش ریسک، خواهان جایزه ریسک بیشتر باشند؛ در نتیجه، این افزایش در عدم قطعیت به رشد قیمت سهام منجر می‌شود (Brogaard & Detzel, 2015).

در این میان کیفیت نهادی نقشی کلیدی در جهت‌دهی، تعدیل و تقویت یا تضعیف این اثرات ایفا می‌کند. نخست، در زمینه تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی درباره اشتغال، مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، نهادهای کارآمد با ایجاد فضای پیش‌بینی‌پذیر و اطمینان‌بخش، مانع از واکنش‌های هیجانی به عدم قطعیت شده و مشارکت فعال‌تری در بازار سهام را تسهیل می‌کنند (Moudud-Ul-Huq & Akter, 2022). دوم، در کانال تأمین مالی و آزادی اقتصادی، نهادهای باکیفیت با تقویت شفافیت و ثبات مقررات، موجب جذب سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی حتی در شرایط بی‌ثباتی جهانی می‌شوند (Hou & Wang, 2022). سوم، در تأثیرگذاری بر بازار کالاها نظیر نفت، وجود نهادهای مؤثر در حکمرانی منابع طبیعی و مدیریت درآمدهای حاصل از آن، می‌تواند از انتقال مستقیم نوسانات قیمتی به بازارهای مالی بکاهد (Nnamdi et al., 2025). چهارم، در اثرگذاری بر نرخ تورم و بهره، نهادهای پولی مستقل و پاسخ‌گو نقش مهمی در تعدیل شوک‌های ناشی از عدم قطعیت جهانی بر جریان‌های نقدی و نرخ تنزیل دارند (Barra & Falcone, 2024). پنجم، کیفیت نهادی با ارتقای سواد مالی، دسترسی به اطلاعات و اعتماد به بازار، ذهنیت سرمایه‌گذاران را از رفتارهای احساسی و گریز از بازار دور کرده و امکان ارزیابی واقع‌بینانه ریسک را فراهم می‌سازد. ششم، در امکان بروز رابطه مثبت میان عدم قطعیت و قیمت سهام، این نهادها هستند که مسیر اثرگذاری را مشخص می‌کنند، در نظام‌های نهادی قوی، افزایش عدم قطعیت به تقاضای منطقی‌تر برای حق بیمه ریسک (جایزه ریسک) و در نتیجه رشد باثبات قیمت سهام می‌انجامد، درحالی‌که در ساختارهای نهادی ضعیف، همین وضعیت ممکن است به نوسانات شدید و رفتارهای غیرعقلانی منجر شود (Asgharian et al., 2024). از این‌رو، کیفیت نهادی نه تنها به مثابه یک فیلتر عمل می‌کند که شدت و مسیر تأثیر عدم قطعیت جهانی بر بازارهای مالی را شکل می‌دهد، بلکه می‌تواند آن را از یک تهدید به یک فرصت تبدیل کند.

۲-۲. پیشینه پژوهش

مطالعات متعددی به‌ویژه در سطح بین‌المللی پس از معرفی شاخص عدم قطعیت توسط بلوم^۱ (۲۰۰۹) که نقطه عطفی در این حوزه بود؛ به بررسی تأثیر عدم قطعیت‌های اقتصادی، سیاسی و سیاستی بر بازده بازارهای سهام پرداخته‌اند.

در ایران امینیان و همکاران (۱۳۹۷) با بهره‌گیری از روش پنل کوانتایل^۲ و داده‌های ماهانه دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶، به بررسی اثر شوک‌های نفتی و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده سهام صنایع در شرایط مختلف بازار (رکود شدید، رکود، عادی، رونق و پرورق) پرداختند. نتایج نشان داد که شوک‌های نفتی در شرایط رکود شدید، رکود و وضعیت عادی بازار، اثر منفی و معناداری بر بازده سهام صنایع داشته‌اند، اما در شرایط رونق و پرورق این اثر معنادار نبوده است. همچنین نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در شرایط رکود شدید اثر معناداری نداشته، اما در سایر حالات بازار، تأثیر منفی و معناداری بر بازده سهام صنایع برجای گذاشته است.

امیری و پیرداده بیرانوند (۱۳۹۸) با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی مارکف - سوئیچینگ^۳ و داده‌های دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۵، به بررسی اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده بازار سهام ایران پرداختند. در این تحقیق دو متغیر نرخ ارز و کسری بودجه به‌عنوان شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی در نظر گرفته شدند. نتایج نشان داد که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی تأثیر منفی و معناداری بر بازده بازار سهام دارد. همچنین رابطه بین نااطمینانی و بازده سهام غیرخطی بوده و اثر نااطمینانی در رژیم با نوسانات بالا، شدیدتر و پایدارتر است.

اصولیان و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه گسترده^۴ (ARDL)، به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر بازدهی غیرعادی شرکت‌های صادراتی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج نشان داد که نوسانات نرخ ارز، به‌ویژه در کوتاه‌مدت، تأثیر قابل‌توجهی بر بازده غیرعادی شرکت‌ها دارد و این اثر با در نظر گرفتن متغیرهای دیگری چون سپرده قانونی بانک‌ها، تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم بیشتر تقویت می‌شود.

رجبی (۱۴۰۲) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)^۵ و داده‌های دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸، اثر بی‌ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز را بر بازدهی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در سه گروه صنایع صادرات‌محور، صادرات‌محور و صنایع کشاورزی و مواد غذایی بررسی کرد. او برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی از الگوی گارچ^۶ و برای نااطمینانی از واریانس شرطی استفاده نمود. نتایج نشان داد که نوسانات نرخ ارز تنها بر بازده سهام شرکت‌های واردکننده تأثیر مثبت و معنادار دارد، اما در مورد شرکت‌های صادرکننده و صنایع کشاورزی و غذایی رابطه معناداری مشاهده نشد.

1. Bloom (2009)

2. Quantiles Panel Regression

3. Markov-Switching Model

4. Auto Regressive Distributed Lag model

5. Structural Vector Auto-regression (SVAR)

6. GARCH

شیرمردی و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از مدل خود بازگشت برداری ساختاری (SVAR) و داده‌های فصلی، به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نااطمینانی مالی، اقتصادی و سیاست‌های اقتصادی به‌عنوان ریسک سیستماتیک و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ به همراه مومنتوم به‌عنوان ریسک غیرسیستماتیک، بر بازده شاخص S&P بازار سهام نیویورک پرداختند. نتایج نشان داد که در کوتاه‌مدت، شوک‌های منفی ناشی از بازده سهام، سودآوری، اندازه شرکت و مومنتوم^۱ بیشترین تأثیر را دارند، درحالی‌که نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی اثری مثبت بر بازده سهام داشته است. در بلندمدت، نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، بازده سهام و نااطمینانی اقتصادی بیشترین اثر منفی را داشتند، درحالی‌که متغیرهایی مانند اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار و سودآوری بیشترین تأثیر مثبت را بر بازده سهام داشته‌اند.

رستمی نوروزآباد و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از شاخص ترس و طمع CNN و داده‌های بورس اوراق بهادار تهران از ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۲، به بررسی احساسات سرمایه‌گذاران در بازار سهام پرداختند. نتایج نشان داد که بورس تهران بیشتر تحت تأثیر «احساس ترس» بوده و در سال ۱۳۹۲ احساس طمع غالب بوده است. در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۶ نیز بازار بیشتر فاقد احساسات نوسانی بود.

طاهری بازخانه و صدرآرا (۱۴۰۳) با استفاده از تبدیل موجک پیوسته و داده‌های دوره ۱۳۶۹ تا ۱۴۰۲، به بررسی رابطه میان نااطمینانی سیاست اقتصادی و بازده بازار سهام در ایران در حوزه زمان - فرکانس پرداختند. نتایج نشان داد که در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، بازده بازار سهام در گذشته موجب تحریک نااطمینانی سیاست اقتصادی بوده، اما این رابطه از دهه ۱۳۹۰ به بعد معکوس شده است؛ به‌طوری‌که افزایش نااطمینانی سیاست اقتصادی موجب کاهش بازده سهام شده است.

بر خلاف مطالعات داخلی تحقیقات بین‌المللی عمدتاً بر دو محور اصلی متمرکز شده‌اند، نخست، بررسی مستقیم تأثیر عدم قطعیت بر بازده سهام و دوم، تأثیر کیفیت نهادی بر بازده سهام و تعدیل تأثیرات عدم قطعیت است. در حوزه‌ی نخست، بسیاری از مطالعات، تأثیر منفی عدم قطعیت بر بازده سهام را گزارش کرده‌اند. برای نمونه هوق و زیدی^۲ (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی جهانی بر بازده‌های بخشی بازار سهام مالزی، از مدل دومرحله‌ای مارکوف - سوئیچینگ استفاده کردند. نتایج حاکی از آن است که مدل‌های خطی قادر به شناسایی این اثرات نیستند، درحالی‌که مدل مارکوف - سوئیچینگ نشان داد که عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی جهانی تأثیر معناداری بر بازده‌های بخشی، به‌جز بخش فناوری، دارد. این اثرات در رژیم‌های مختلف، شدت و جهت متفاوتی داشته و در اغلب موارد، اثرات منفی غالب بوده‌اند. نتایج همچنین بر وجود رابطه‌ای نامتقارن، غیرخطی و وابسته به رژیم بین عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی جهانی و بازده‌های بخشی تأکید دارد. چیانگ^۳ (۲۰۲۰) با استفاده از داده‌های ماهانه ژاپن و روش خودتوضیح با وقفه گسترده (ARDL)، نشان داد که افزایش عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی منجر به کاهش بازده بازار سهام می‌شود.

1. Momentum

2. Hoque & Zaidi (2019)

3. Chiang (2020)

فرنچ و همکاران^۱ (۲۰۲۴) نیز با استفاده از داده‌های روزانه بازار سهام کلمبیا و روش گارچ، تأثیر منفی عدم قطعیت را بر جریان سرمایه‌گذاری تأیید کردند. در بررسی اثرات پاندمی کووید-۱۹، اوژلاده^۲ (۲۰۲۲) از روش رگرسیون کوانتایلی استفاده کرد و نشان داد که در شرایط نزولی بازار آمریکا، عدم قطعیت ناشی از کووید-۱۹ موجب افزایش بازدهی شده است. در مقابل، پربیش و کومار^۳ (۲۰۲۱) نشان دادند که بحران کووید-۱۹ اثر منفی بر بازار نفت و سهام کشور هند داشته است.

برخی مطالعات، تمرکز خود را بر اثرات بخشی یا منطقه‌ای نهاده‌اند. لیو و همکاران^۴ (۲۰۲۲) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری (VAR) و داده‌های آمریکا نشان دادند که عدم قطعیت ناشی از کووید نسبت به بحران مالی جهانی تأثیر بیشتری بر سهام انرژی‌های تجدیدپذیر دارد. در همین راستا، چیانگ^۵ (۲۰۲۵) با بهره‌گیری از داده‌های مربوط به سیاست‌گذاری اقلیمی و روش‌های پانلی پویا، اثر منفی این نوع از عدم قطعیت را بر بازده بازارهای مالی تأیید کرد. یاسار^۶ (۲۰۲۵) نیز با استفاده از مدل رگرسیون کوانتایل در بورس استانبول، به این نتیجه رسید که در سطوح مختلف بازده، شدت اثر عدم قطعیت متفاوت است.

در محور دوم، یعنی کیفیت نهادی، نگوین و همکاران^۷ (۲۰۲۲) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)^۸ در بازارهای نوظهور نشان دادند که کیفیت نهادی به طور معناداری موجب کاهش نوسانات بازار سهام می‌شود. حبیب و همکاران^۹ (۲۰۲۳) نیز در مطالعه‌ای با استفاده از مدل پانل دیتا در کشورهای درحال توسعه، تأثیر مثبت و معنادار شاخص حکمرانی خوب را بر بازده سهام گزارش کرد. المصطفی^{۱۰} (۲۰۲۲) با بهره‌گیری از روش‌های گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و حداقل مربعات معمولی (OLS) در کشورهای منتخب، دریافت که کیفیت نهادی بالا می‌تواند آثار منفی بحران‌هایی همچون کووید-۱۹ را بر بازارهای مالی کاهش دهد. قادر و سرافراز^{۱۱} (۲۰۲۵) نیز با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) نشان دادند که کیفیت نهادی در تعیین ساختار مطلوب سرمایه در شرکت‌ها نقش اساسی دارد. محمود و همکاران^{۱۲} (۲۰۲۵) نیز با تحلیل داده‌های عرضه اولیه سهام و استفاده از مدل‌های چندمتغیره، تأثیر کیفیت نهادی را بر تعدیل اثر آسیب‌پذیری اقلیمی بر بازده سهام اثبات کرد.

در مجموع، بررسی پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که عدم قطعیت‌های اقتصادی، سیاسی و اقلیمی معمولاً تأثیری منفی بر بازده بازارهای سهام دارند، هرچند شدت و جهت این تأثیرات به ویژگی‌های بازار، ساختار نهادی و شرایط اقتصادی هر کشور وابسته است.

1. French et al. (2024)
2. Ojelade (2022)
3. Prabheesh & Kumar (2021)
4. Liu et al. (2022)
5. Chiang (2025)
6. Yaşar (2025)
7. Nguyen et al. (2022)
8. Generalized Method of Moments (GMM)
9. Habib et al. (2023)
10. Almustafa (2022)
11. Qadeer & Sarfraz (2025)
12. Mehmood & ElKelish (2025)

۳-۲. نوآوری پژوهش

بررسی پیشینه تحقیق نشان می‌دهد که ادبیات موجود عمدتاً بر دو محور متمرکز است، نخست، تأثیر مستقیم عدم قطعیت (به‌ویژه عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی) بر بازده سهام و دوم، نقش تعدیل‌کننده یا مستقیم کیفیت نهادی بر عملکرد بازارهای مالی. در سطح بین‌المللی، مطالعات متعددی (از جمله، Chiang, 2020; French, 2020; et al., 2024; Hoque & Zaidi, 2019) عمدتاً تأثیر منفی عدم قطعیت بر بازده سهام را تأیید کرده‌اند، هرچند شدت و جهت این تأثیر به ویژگی‌های بازار و ساختار نهادی هر کشور وابسته است. در مقابل، برخی پژوهش‌ها (از جمله، Alm Mustafa, 2022; Habib et al., 2023; Nguyen et al., 2022) نشان داده‌اند که کیفیت نهادی بالا می‌تواند نوسانات بازار سهام را کاهش دهد و آثار منفی شوک‌هایی نظیر بحران‌های جهانی را تعدیل کند. در سطح ملی نیز برخی مطالعات (مانند، امینیان و همکاران، ۱۳۹۸؛ امیری و پیرداده بیرانوند، ۱۳۹۸ و رجبی، ۱۴۰۲) عمدتاً با استفاده از مدل‌های خطی و با تأکید بر نرخ ارز، قیمت نفت و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، رابطه منفی این متغیرها را با بازده سهام نشان داده‌اند. نوآوری پژوهش حاضر در مقایسه با مطالعات پیشین، در سه سطح مطرح است، نخست، به‌جای شاخص‌های متداول و محدود مانند عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی یا مدل‌های سری زمانی گارچ، از شاخص جامع‌تر و به‌روزتر عدم قطعیت جهانی (WUI) استفاده شده است که ابعاد سیاسی و ژئوپلیتیکی را نیز پوشش می‌دهد. دوم، برخلاف اغلب پژوهش‌های داخلی که مبتنی بر روابط خطی هستند، این تحقیق با بهره‌گیری از روش رگرسیون آستانه‌ای، امکان وجود رابطه غیرخطی و وابسته به رژیم را میان عدم قطعیت جهانی و بازده سهام ایران بررسی می‌کند. سوم و مهم‌تر اینکه، این مطالعه برای نخستین‌بار تغییرات کیفیت نهادی را به‌عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر می‌گیرد و در پی آن است که نشان دهد چگونه عبور از آستانه‌ای مشخص از کیفیت نهادی، نه تنها شدت، بلکه جهت تأثیر متغیرهایی نظیر نرخ ارز، قیمت نفت و عدم قطعیت جهانی را بر بازده بازار سهام ایران تغییر می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر، نوآوری اصلی در بررسی و شناسایی نقش فیلتری و تعدیل‌کننده کیفیت نهادی به‌عنوان عاملی کلیدی است که می‌تواند تهدیدات ناشی از شوک‌های خارجی را به فرصت‌های رشد بازار سرمایه تبدیل کند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور بررسی اثرات عدم قطعیت جهانی بر بازده بازار سهام ایران با تأکید بر نقش کیفیت نهادی در دوره ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۲، از یک چارچوب مفهومی مبتنی بر نظریه‌های مالی رفتاری و اقتصاد کلان باز استفاده شده است. این چارچوب، بر پایه مطالعات هوق و زیدی (۲۰۱۹) و نکوین و همکاران (۲۰۲۲)^۱ و کارائومر^۲ (۲۰۲۴) ترکیبی از متغیرهای اقتصاد کلان، جهانی و نهادی را در تبیین رفتار بازار سهام در نظر می‌گیرد. در ادبیات نظری و تجربی، عوامل مختلفی بر نوسانات و بازده بازار سهام تأثیرگذار شناخته شده‌اند. نرخ ارز (EX) به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان داخلی، می‌تواند از طریق اثرگذاری بر هزینه واردات، درآمدهای صادراتی و

1. Nguyen et al. (2022)

2. Karaömer (2024)

انتظارات سرمایه‌گذاران، رفتار بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد. قیمت نفت (OIL) نیز به‌ویژه در اقتصادهای وابسته به صادرات انرژی مانند ایران، از اهمیت بالایی برخوردار است و نوسانات آن می‌تواند نقش مستقیمی در سودآوری شرکت‌ها، بودجه دولت و جریان نقدینگی در بازار سهام ایفا کند. شاخص کیفیت نهادی (INS) نمایانگر ابعاد حکمرانی مؤثر، کنترل فساد، پاسخگویی نهادی و ثبات سیاسی است. نهادهای باکیفیت با ایجاد محیطی شفاف، قابل‌پیش‌بینی و قانون محور، زمینه افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران و کاهش ریسک‌های غیرسیستمی را فراهم می‌آورند. از سوی دیگر، شاخص عدم قطعیت سیاست‌های جهانی (WUI) بیانگر میزان بی‌ثباتی و نااطمینانی حاکم بر سیاست‌های جهانی است. افزایش در این شاخص می‌تواند موجب کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به پذیرش ریسک، تعویق در تصمیم‌گیری و افزایش نوسانات بازار شود؛ بنابراین، مدل مفهومی تحقیق به صورت در رابطه (۱) در نظر گرفته شده است.

$$R_t = f(EX_t, OIL_t, INS_t, WUI_t) \quad (1)$$

که در آن، R؛ متغیر وابسته و نشان‌دهنده بازده بازار سهام است. EX؛ نرخ ارز و OIL؛ قیمت نفت اوپک است. داده‌های این متغیرها از بانک داده وزارت امور اقتصادی و دارایی^۱ جمع‌آوری شده است. همچنین WUI معرف شاخص عدم قطعیت جهانی است که از سوی بانک فدرال رزرو سنت‌لوئیس^۲ و به نقل از مطالعه آهیر و همکاران (۲۰۲۲) منتشر می‌شود و دارای مقیاس بین ۰ تا ۱ است؛ یکی از تفاوت‌های قابل توجه این شاخص این است که شاخص بیکر و همکاران (۲۰۱۶) تنها عدم اطمینان ناشی از سیاست‌های پولی، مالی و تجاری را پوشش می‌دهد. درحالی‌که شاخص عدم قطعیت جهانی علاوه بر موارد ذکر شده عدم اطمینان ناشی از وقایع سیاسی را نیز در بر می‌گیرد. علاوه بر این در معادله ۱ متغیر INS نشان‌دهنده شاخص کیفیت نهادی است. این متغیر با پنج شاخص (۱) کنترل فساد، (۲) پاسخگویی دموکراتیک، (۳) قانون و نظم، (۴) کیفیت بوروکراسی و (۵) ثبات دولت اندازه‌گیری می‌شود. داده‌های این شاخص‌های کیفیت نهادی از گزارش ریسک بین‌المللی^۳ (ICRG) که توسط گروه خدمات ریسک عمومی^۴ (PSR) تهیه شده است، استخراج شده‌اند. سه شاخص اول کیفیت نهادی در مقیاس ۰ تا ۶، درحالی‌که دو شاخص آخر به ترتیب در مقیاس‌های ۰ تا ۴ و ۰ تا ۱۲ قرار دارند. برای اطمینان از تفسیر یکنواخت و قابلیت مقایسه، مطابق با مطالعه اولانی و آدکون^۶ (۲۰۲۲) این شاخص‌های کیفیت نهادی به مقیاس ۰ تا ۱۰ باز مقیاس‌دهی شده‌اند. شاخص‌های کیفیت نهادی به صورت مستقل از یکدیگر در نظر گرفته نمی‌شوند تا از این ایده حمایت شود که هر یک از شاخص‌های کیفیت نهادی به تنهایی نمی‌تواند وضعیت توسعه نهادی در یک اقتصاد را تعیین کند. میان این شاخص‌ها پیوند و تعامل متقابل وجود دارد. بر اساس این شرط، میانگین مقادیر این پنج شاخص محاسبه شده که منجر به تولید یک شاخص کلی کیفیت نهادی می‌شود. مقادیر بالا نشان‌دهنده کیفیت نهادی قوی و مقادیر پایین نشان‌دهنده نهادهای ضعیف هستند. کنترل فساد، پاسخگویی

1. <https://databank.mefa.ir/data>

2. <https://fred.stlouisfed.org/series/wuiirm>

3. International Country Risk Guide

4. Public Risk Services

5. <https://www.prsgroup.com/explore-our-products/icrg/>

6. Olaniyi & Adedokun (2022)

دموکراتیک و قانون و نظم در ابتدا در مقیاس ترتیبی ۰ تا ۶ قرار دارند. این سه شاخص به مقیاس ۰ تا ۱۰ با استفاده از فرمول $10 \times \frac{x}{6}$ بازتعریف می‌شوند که در آن امتیاز کشور در سال t است. کیفیت بوروکراسی از مقیاس ۰ تا ۴ به مقیاس ۰ تا ۱۰ با استفاده از فرمول $10 \times \frac{x}{4}$ بازتعریف می‌شود. همچنین ثبات دولت در ابتدا در مقیاس ۰ تا ۱۲ قرار دارد. این شاخص نیز با استفاده از فرمول $10 \times \frac{x}{12}$ به مقیاس ۰ تا ۱۰ بازتعریف می‌شود. این فرایندهای بازتعریف به منظور ارائه تفسیرهای یکنواخت و قابل مقایسه انجام شده‌اند در ادامه، پنج شاخص کیفیت نهادی میانگین‌گیری می‌شوند تا یک شاخص کلی کیفیت نهادی به صورت زیر ساخته شود؛ این شاخص نمای کلی از کیفیت نهادی را ارائه می‌دهد.

$$INS_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n INS_{j,t} \quad (2)$$

باتوجه به مطالعه هوق و زیدی (۲۰۱۹)، به منظور تبدیل داده‌های خام متغیرهای کلان اقتصادی به سری‌های زمانی قابل استفاده در تحلیل‌های تجربی، از تغییرات لگاریتمی به صورت درصدی در معادلات ۳ تا ۷ استفاده شده است.

$$R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100 \quad (3)$$

$$\Delta EX_t = \ln\left(\frac{EX_t}{EX_{t-1}}\right) \times 100 \quad (4)$$

$$\Delta OILprice_t = \ln\left(\frac{OILprice_t}{OILprice_{t-1}}\right) \times 100 \quad (5)$$

$$\Delta WUI_t = \ln\left(\frac{WUI_t}{WUI_{t-1}}\right) \times 100 \quad (6)$$

$$\Delta INS_t = \ln\left(\frac{INS_t}{INS_{t-1}}\right) \times 100 \quad (7)$$

در معادلات بالا، R_t بیانگر بازده فصلی سهام است که از تغییرات لگاریتمی قیمت سهام در دو فصل متوالی محاسبه می‌شود. ΔEX_t ، EX_t و EX_{t-1} به ترتیب نشان‌دهنده تغییرات فصلی نرخ ارز، نرخ ارز جاری و نرخ ارز در فصل گذشته هستند. همچنین، $\Delta OILprice_t$ ، $OILprice_t$ و $OILprice_{t-1}$ به ترتیب معرف تغییرات فصلی قیمت نفت، قیمت نفت در فصل جاری و قیمت نفت در فصل قبل هستند. شاخص عدم قطعیت جهانی با نماد ΔWUI_t ، WUI_t و WUI_{t-1} نیز به ترتیب تغییرات فصلی، مقدار جاری و مقدار گذشته شاخص عدم قطعیت جهانی را نشان می‌دهد. در نهایت، شاخص کیفیت نهادی با نماد ΔINS_t ، INS_t و INS_{t-1} به ترتیب نشان‌دهنده تغییرات فصلی، سطح جاری و سطح گذشته کیفیت نهادی است؛ بنابراین مدل اقتصادسنجی به صورت معادله ۸ در نظر گرفته می‌شود.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta EX_t + \beta_2 \Delta OILprice_t + \beta_3 \Delta INS_t + \beta_4 \Delta WUI_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

در معادله ۸، عرض از مبدأ β_0 ، β_1 ، β_2 ، β_3 و β_4 نمایانگر ضرایب و ε_t جمله خطا است. روش رگرسیون آستانه‌ای به طور عمده برای تحلیل روابط غیر خطی و بررسی تأثیرات یک متغیر توضیحی بر متغیر وابسته در دو یا چند رژیم مختلف بر اساس یک متغیر آستانه‌ای استفاده می‌شود. در این روش، فرض بر این است که روابط بین متغیرها در شرایط مختلف یا در هنگام عبور از یک سطح خاص تغییر می‌کنند. این مدل به‌ویژه در مواقعی که تأثیرات یک متغیر بر متغیر وابسته به وضعیت‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی یا سیاسی بستگی دارد، مفید است؛ به عبارت دیگر، در مدل رگرسیون آستانه‌ای، هنگامی که یک متغیر آستانه‌ای از یک سطح مشخص عبور می‌کند، تأثیرات سایر متغیرها بر متغیر وابسته تغییر می‌کند. در این مدل، متغیر آستانه‌ای به عنوان یک عامل تعیین کننده برای تغییر رژیم‌ها عمل می‌کند؛ به عبارت دیگر، متغیر آستانه‌ای می‌تواند شاخصی باشد که بر اساس آن، مدل به دو یا چند حالت مختلف تقسیم می‌شود و روابط بین متغیرها در هر یک از این حالت‌ها به طور مستقل تحلیل می‌شوند. مدل رگرسیون آستانه‌ای در این تحقیق به صورت رابطه ۹ تعریف می‌شود.

$$R_t = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_{11} \Delta EX_t + \beta_{12} \Delta OILprice_t + \beta_{13} \Delta INS_t + \beta_{14} \Delta WUI_t + \varepsilon_t & \text{if } q_t < \gamma \\ \alpha_2 + \beta_{21} \Delta EX_t + \beta_{22} \Delta OILprice_t + \beta_{23} \Delta INS_t + \beta_{24} \Delta WUI_t + \varepsilon_t & \text{if } q_t \geq \gamma \end{cases} \quad (9)$$

در معادله بالا q_t نشان دهنده متغیر آستانه‌ای (متغیری که تغییر رژیم را تعیین می‌کند) و γ مقدار آستانه‌ای رژیم‌ها را نشان می‌دهد؛ همچنین α_1 و α_2 ضرایب ثابت در هر رژیم هستند.

۴. یافته‌های پژوهش

در جدول ۱، آمار توصیفی متغیرهای تحقیق بر اساس تغییرات لگاریتمی فصلی و به صورت درصد ارائه شده است (معادلات ۲ تا ۷)؛ به عبارت دیگر، بازده بازار سهام (R) و تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ ارز (ΔEX)، قیمت نفت ($\Delta OILprice$)، کیفیت نهادی (ΔINS) و شاخص عدم قطعیت جهانی (ΔWUI) بر اساس اختلاف لگاریتمی دو فصل متوالی محاسبه و سپس در صد بیان شده‌اند. این واحدگذاری امکان مقایسه و تحلیل آماری دقیق تر را فراهم می‌کند و اثر مقیاس متغیرها را حذف می‌کند. میانگین بازده بازار سهام برابر با ۸/۹۹ بوده و باتوجه به بیشینه ۹۰/۷۱ و کمینه ۱۲/۷۵- و انحراف معیار ۱۷/۲۶، نشان دهنده نوسانات شدید در بازار سرمایه ایران طی دوره مورد بررسی است. چولگی مثبت (۱/۹۰) و کشیدگی بالا (۹/۴۶) حاکی از آن است که در برخی دوره‌ها شوک‌های قوی مثبت موجب بازدهی غیرعادی شده‌اند. نرخ ارز با میانگین ۶/۸۷ و دامنه تغییرات گسترده بین ۱۴/۷۱- تا ۱۰۷/۲۸ و انحراف معیار ۱۷/۰۸ نیز نوسانات شدیدی را نشان می‌دهد؛ چولگی بالا (۳/۷۳) و کشیدگی قابل توجه (۲۱/۴۲) حاکی از توزیع بسیار نامتقارن آن و احتمال وجود جهش‌های ارزی است. قیمت نفت با میانگین ۰/۶۴ و انحراف معیار ۱۸/۳۳ دارای نوسانات قابل توجهی بوده و چولگی منفی (۱/۲۷-) و کشیدگی بالا (۸/۹۶) نشان دهنده توزیع با تمرکز در سطوح بالاتر و وقوع افت‌های شدید قیمت است. شاخص کیفیت نهادی با میانگین منفی (۰/۲۱-) و انحراف معیار ۱/۷۴ بیانگر ضعف در ساختار نهادی کشور طی دوره مورد مطالعه است؛ همچنین چولگی منفی و کشیدگی بالا حاکی از فراوانی مقادیر پایین این شاخص است. شاخص عدم قطعیت جهانی با میانگین ۲/۰۴ و انحراف معیار بسیار بالا (۶۴/۲۸) بیشترین نوسانات را در بین متغیرها دارد که این موضوع نشان دهنده تأثیرپذیری شدید اقتصاد کشور از تحولات جهانی است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

مشخصات	R	ΔEX	$\Delta OILprice$	ΔINS	ΔWUI
میانگین	۸/۹۹	۶/۸۷	۰/۶۴	-۰/۲۱	۲/۰۴۳
میان	۵/۳۷	۲/۳۱	۱/۰۴	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
حداکثر	۹۰/۷۱	۱۰۷/۲۸	۵۲/۳	۵/۴۳۹	۱۴۷/۸۵
حداقل	-۱۲/۷۵	-۱۴/۷۱	-۸۰/۵۵	-۷/۲۹۴	-۱۵۵/۶۸
انحراف معیار	۱۷/۲۶	۱۷/۰۸	۱۸/۳۳	۱/۷۴۷	۶۴/۲۸
چولگی	۱/۹۰	۳/۷۳	-۱/۲۷	-۰/۵۲۷	۰/۱۴
کشیدگی	۹/۴۶	۲۱/۴۱	۸/۹۶	۸/۴۳۸	۳/۴۳
مشاهدات	۶۰	۶۰	۶۰	۶۰	۶۰

منبع: یافته‌های تحقیق

به‌منظور جلوگیری از بروز مشکل رگرسیون کاذب و اطمینان از ایستایی سری‌های زمانی فصلی، آزمون ریشه واحد فصلی هگی^۱ برای متغیرهای تحقیق انجام شد. این آزمون قادر است به‌صورت هم‌زمان وجود ریشه واحد غیر فصلی (با فراوانی صفر) و ریشه واحد فصلی (با فراوانی نیمسال و فصلی) را بررسی کند. نتایج آزمون، در جدول ۲، نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای تحقیق مانا هستند؛ به عبارت دیگر فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد غیر فصلی و فصلی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد هگی در سطح

متغیر	نوع ریشه واحد	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح احتمال		نتیجه آزمون
			۵ درصد	۱۰ درصد	
R	غیر فصلی	-۲/۳۹	-۱/۹۲	-۱/۶۰	I(۰)
	فصلی	۱۲/۲۲	۷/۹۹	۳/۷۳	I(۰)
$\Delta OILprice$	غیر فصلی	-۳/۶۲	-۱/۹۲	-۱/۶۰	I(۰)
	فصلی	۱۳/۸۴	۷/۹۹	۳/۷۳	I(۰)
ΔEX	غیر فصلی	-۲/۹۲	-۱/۹۲	-۱/۶۰	I(۰)
	فصلی	۱۳/۰۱	۷/۹۹	۳/۷۳	I(۰)
ΔINS	غیر فصلی	-۲/۸۶	-۱/۹۲	-۱/۶۰	I(۰)
	فصلی	۲۵/۰۱	۷/۹۹	۳/۷۳	I(۰)
ΔWUI	غیر فصلی	-۵/۵۶	-۱/۹۲	-۱/۶۰	I(۰)
	فصلی	۸/۷۸	۷/۹۹	۳/۷۳	I(۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

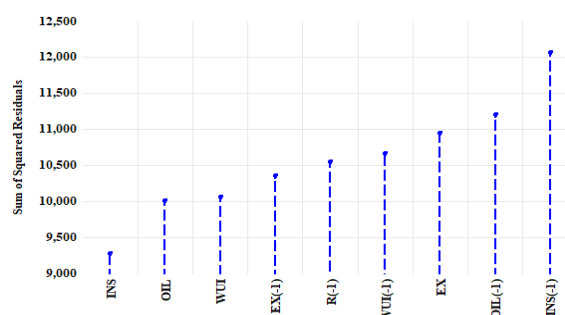
پس از بررسی ایستایی، گام بعدی ارزیابی فرض غیرخطی بودن مدل است. برای این منظور، از آزمون بروک-دِشِرْت-شاینکمن (BDS) برای شناسایی وابستگی‌های غیرخطی در داده‌ها استفاده شده است. نتایج آزمون BDS در جدول ۳ نشان می‌دهد که برای ابعاد مختلف (از ۲ تا ۶)، مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ است که فرضیه صفر (وابستگی خطی) را رد و وابستگی‌های غیرخطی در داده‌ها را تأیید می‌کند؛ بنابراین، برای مدل‌سازی دقیق‌تر و بهبود پیش‌بینی‌ها، استفاده از مدل‌های غیرخطی مانند مدل رگرسیون آستانه‌ای ضروری است.

جدول ۳: نتایج آزمون بروک-دِشِرْت-شاینکمن (BDS)

ابعاد	آماره BDS	انحراف معیار	احتمال
۲	۰/۰۲۷	۰/۰۰۸	۰/۰۰۲
۳	۰/۰۴۴	۰/۰۱۴	۰/۰۰۱
۴	۰/۰۵۵	۰/۰۱۷	۰/۰۰۱
۵	۰/۰۵۶	۰/۰۱۷	۰/۰۰۱
۶	۰/۰۵۳	۰/۰۱۷	۰۰۲

منبع: یافته‌های تحقیق

در بررسی متغیر آستانه، نتایج نمودار شکل ۱ نشان می‌دهد که مدل با استفاده از INS به‌عنوان متغیر آستانه‌ای، با کمترین مقدار SSR، بهترین تطابق را با داده‌ها دارد.



شکل ۱: مجموع مربعات پسماندها

منبع: یافته‌های تحقیق

برای بررسی بهتر در جدول ۴ نتایج تعیین متغیر آستانه و در جدول ۵ نتایج تعیین مقدار آستانه؛ به همراه تعداد رژیم‌ها با استفاده از روش بای‌پرون^۲ ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول ۴ کیفیت نهادی به‌عنوان متغیر آستانه انتخاب می‌شود؛ همچنین بر اساس نتایج جدول ۵ فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری باتوجه به آماره F و مقدار مقیاس آن رد شده است؛ بنابراین وجود یک شکست ساختاری با دو رژیم باتوجه به سطح آستانه ۰/۵۶ - تأیید می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون تعیین متغیر آستانه

متغیر	نماد	تعداد رژیم	مجموع مربعات پسماندها
وقفه بازده سهام	R (-1)	۲	۱۰۵۴۳
نرخ ارز	ΔEX	۲	۱۰۹۳۹
قیمت نفت	$\Delta OILprice$	۲	۹۹۹۴
کیفیت نهادی	ΔINS	۲	۹۲۶۸
عدم قطعیت جهانی	ΔWUI	۲	۱۰۰۴۴
وقفه نرخ ارز	$\Delta EX (-1)$	۲	۱۰۳۵۰
وقفه قیمت نفت	$\Delta OILprice (-1)$	۲	۱۱۱۹۶
وقفه کیفیت نهادی	$\Delta INS (-1)$	۲	۱۲۰۵۵
وقفه عدم قطعیت جهانی	$\Delta WUI (-1)$	۲	۱۰۶۵۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۵: نتایج آزمون شکست ساختاری متغیر آستانه

مشخصات	آماره F	آماره F مقیاس	مقدار بحرانی
صفر در مقابل یک آستانه	۹۲۲	۴۶۱۰	۲۲/۴
مقدار آستانه	-۰/۵۶۳		

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل آستانه‌ای گسسته نشان می‌دهد که کیفیت نهادی (INS) به‌عنوان متغیر آستانه انتخاب شده و مقدار آستانه‌ای تغییرات آن برابر با $-۰/۵۶$ برآورد شده است. این یافته به‌وضوح بیانگر این است که اثر سایر متغیرهای توضیحی بر بازده بازار سهام به بازده و سطح کیفیت نهادی وابسته است و عبور از این آستانه، رفتار بازار و حساسیت آن نسبت به شوک‌های داخلی و خارجی را تغییر می‌دهد.

در رژیم اول (آستانه تغییرات کیفیت نهادی پایین‌تر از $-۰/۵۶$)، تغییرات نرخ ارز اثر منفی و معناداری بر بازده سهام دارد (ضریب $-۰/۲$). این اثر منفی نشان می‌دهد که در شرایط ضعف نهادی، نوسانات ارزی با افزایش بی‌ثباتی بازار، نااطمینانی فعالان اقتصادی و کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران همراه است و به افت بازده سهام منجر می‌شود. در واقع، در نبود نهادهای کارآمد برای پیش‌بینی و مدیریت تغییرات ارزی، سرمایه‌گذاران نسبت به آینده بازار دیدگاه منفی پیدا می‌کنند و تغییرات نرخ ارز به یک عامل فشار منفی برای بازار تبدیل می‌شود. این یافته‌ها با مطالعات امیری و پیرداده بیرانوند (۱۳۹۸) و رجبی (۱۴۰۲) هم‌راستا هستند که نشان می‌دهند نوسانات نرخ ارز در شرایط ضعف نهادی تأثیرات منفی بر بازده سهام دارد. در مقابل، در رژیم دوم که آستانه تغییرات کیفیت نهادی بالاتر از $-۰/۵۶$ است، تغییرات نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر بازده بازار دارد (ضریب $۰/۲۲$). در این شرایط، نهادهای کارآمد با مدیریت بهتر نوسانات ارزی، کاهش ریسک و ارتقای شفافیت، امکان بهره‌برداری از

نوسانات نرخ ارز را به عنوان فرصتی برای تقویت صادرات و افزایش سودآوری شرکت‌های صادرات‌محور فراهم می‌کنند. در نتیجه، نرخ ارز در حضور نهادهای قوی‌تر می‌تواند به یک عامل مثبت برای رشد بازار سهام تبدیل شود. این نتیجه با مطالعات داویس و چوی (۲۰۲۲) و آرو و همکاران (۲۰۲۳) هم‌راستا است که نشان داده‌اند نهادهای قوی می‌توانند تأثیرات منفی شوک‌های ارزی را کاهش داده و آن را به یک فرصت برای توسعه بازار تبدیل کنند.

کیفیت نهادی خود در هر دو رژیم اثر مثبت و معناداری بر بازده بازار دارد، اما در رژیم دوم این اثر قوی‌تر است (ضریب ۰/۹۵ در مقابل ۰/۳۳ در رژیم اول). این نتیجه نشان می‌دهد که با تقویت نهادهای، شفافیت و ثبات سیاست‌ها افزایش یافته و فضای سرمایه‌گذاری امن‌تر می‌شود. در این شرایط، بازار قادر است اثرات منفی سایر شوک‌ها را تعدیل کند و سرمایه‌گذاران با اعتماد بیشتری در بازار سهام فعالیت نمایند. این یافته با مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۲۲) و حبیب و همکاران (۲۰۲۳) هم‌راستا است که نشان می‌دهند نهادهای کارآمد می‌توانند نوسانات بازار را کاهش دهند و اعتماد سرمایه‌گذاران را تقویت کنند.

اثر تغییرات قیمت نفت بر بازده بازار نیز وابسته به سطح کیفیت نهادی است. در رژیم اول، تغییرات قیمت نفت اثر منفی و معناداری بر بازده سهام دارد (ضریب ۱/۰۴-). این نتیجه نشان می‌دهد که در شرایط ضعف نهادی، اقتصاد به شدت به درآمدهای نفتی وابسته است و نوسانات قیمت نفت با ایجاد نگرانی نسبت به درآمدهای دولت و عملکرد شرکت‌ها، انتظارات سرمایه‌گذاران را منفی می‌کند. در این شرایط، بازار قادر به جذب شوک‌های نفتی نیست و بی‌ثباتی در قیمت نفت مستقیماً بازده بازار را کاهش می‌دهد. در رژیم دوم، اثر تغییرات قیمت نفت دیگر معنادار نیست (ضریب ۰/۰۵) که نشان می‌دهد در حضور نهادهای کارآمد و شفاف، بازار نسبت به شوک‌های نفتی مقاوم شده است. نهادهای قوی با کاهش حساسیت بازار به تحولات نفتی، توانایی اقتصاد را برای جذب شوک‌های خارجی بدون ایجاد نوسانات شدید افزایش می‌دهند. این یافته‌ها هم‌راستا با مطالعات رجبی (۱۴۰۲) و شیرمردی و همکاران (۱۴۰۳) هستند که نشان داده‌اند نهادهای کارآمد می‌توانند اثرات نوسانات نفتی را کاهش دهند و اقتصاد را به شکل مقاوم‌تری در برابر این شوک‌ها نگه دارند.

شاخص عدم قطعیت جهانی نیز به وضوح در رفتار بازار تحت تأثیر کیفیت نهادی متفاوت عمل می‌کند. در رژیم اول، اثر آن منفی است و نشان‌دهنده انتقال سریع شوک‌های بیرونی به بازار داخلی در شرایط ضعف نهادی است. در مقابل، در رژیم دوم، اثر این شاخص مثبت و معنادار است که می‌تواند ناشی از ورود سرمایه‌های فراری و جایگزینی دارایی‌ها باشد. در شرایط نهادی قوی، بازار می‌تواند از شوک‌های جهانی به عنوان فرصتی برای جذب منابع مالی جدید استفاده کند و بدین ترتیب، نااطمینانی جهانی به جای تهدید، محرکی برای افزایش بازده بازار شود. به عبارت دیگر، کیفیت نهادی نقش واسطه‌ای در بهره‌برداری بازار از فرصت‌های ناشی از نااطمینانی جهانی دارد. در حضور نهادهای قوی، شوک‌های جهانی می‌توانند موجب ورود سرمایه‌های فراری یا جریان‌های سرمایه‌ای جایگزین به بازار ایران شوند و به جای کاهش بازده، به رشد بازار منجر گردند. این نتایج با مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۲۲) و المصطفی (۲۰۲۲) هم‌راستا است که نشان داده‌اند نهادهای کارآمد می‌توانند از شوک‌های جهانی به عنوان فرصتی برای جذب سرمایه‌های جدید استفاده کنند و آن‌ها را به رشد بازار تبدیل نمایند.

در مجموع، این یافته‌ها نشان می‌دهند عبور از آستانه بازده نهادی باعث می‌شود که بازار نسبت به نوسانات داخلی و شوک‌های جهانی مقاوم‌تر شود، نرخ ارز و قیمت نفت اثرات متفاوتی داشته باشند و سرمایه‌گذاران با اعتماد بیشتری در بازار فعالیت کنند. این نتایج همسو با مطالعات داویس و چوی (۲۰۲۲) و آرو و همکاران (۲۰۲۳) است که نشان می‌دهند نهادهای قوی می‌توانند اثرات منفی بی‌ثبات‌کننده را خنثی کنند و رشد پایدار بازارهای مالی را تسهیل نمایند.

جدول ۶: نتایج برآورد مدل

متغیر	نماد	ضریب	انحراف استاندارد	آماره t	احتمال
رژیم اول: متغیر آستانه کوچک‌تر از -0.563382 ($INS < -0.56$) - تعداد مشاهدات ۱۵					
نرخ ارز	ΔEX	-0.207	0.015	-13.126	0.000
قیمت نفت	$\Delta OILprice$	-1.048	0.009	-107.43	0.000
کیفیت نهادی	ΔINS	1.032	0.344	2.99	0.004
عدم قطعیت جهانی	ΔWUI	-0.178	0.007	-25.28	0.000
عرض از مبدأ	C	16.011	1.786	8.96	0.000
رژیم دوم: متغیر آستانه بزرگ‌تر از -0.563382 ($INS \geq -0.56$) - تعداد مشاهدات ۴۵					
نرخ ارز	ΔEX	0.226	0.026	8.563	0.000
قیمت نفت	$\Delta OILprice$	0.052	0.039	1.316	0.194
کیفیت نهادی	ΔINS	1.951	0.233	8.361	0.000
عدم قطعیت جهانی	ΔWUI	0.014	0.007	2.013	0.049
عرض از مبدأ	C	5.050	0.529	9.544	0.000
آزمون‌های تشخیصی					
ضریب تعیین ^۱		0.46			
ضریب تعیین تعدیل شده ^۲		0.36			
آزمون F [احتمال]		$[0.000] 4.74$			
همبستگی سریالی ^۳ [احتمال]		$[0.354] 0.928$			
ناهمسانی واریانس ^۴ [احتمال]		$[0.339] 1.058$			
جاک - برا ^۵ [احتمال]		$[0.32] 2.233$			

منبع: یافته‌های تحقیق

1. R-squared
2. Adjusted R-squared
3. Serial Correlation
4. Heteroskedasticity Test
5. Jarque-Bera

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۲ و روش رگرسیون آستانه‌ای، نقش کیفیت نهادی در تعدیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده بازار سهام تهران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که رابطه بین بازده بازار سهام و متغیرهایی مانند نرخ ارز، قیمت نفت و شاخص عدم قطعیت جهانی وابسته به سطح کیفیت نهادی است و دارای ساختاری آستانه‌ای است. به عبارت دیگر، در سطوح بالاتر کیفیت نهادی، اثرات منفی نوسانات اقتصادی و شوک‌های خارجی بر بازار سهام تعدیل می‌شود و بازار توانایی بیشتری برای مقاومت در برابر نوسانات دارد. بر اساس این یافته‌ها، تقویت قوانین حاکمیت شرکتی، به‌ویژه در حوزه بهبود نظارت بر عملکرد مدیران، شفافیت در اتخاذ تصمیمات و ارتقای روش‌های حسابرسی داخلی، می‌تواند اعتماد سرمایه‌گذاران را به طور قابل‌توجهی افزایش دهد و ثبات بازار را ارتقا بخشد. نهادهای نظارتی کارآمد با تعدیل اثرات منفی شوک‌ها می‌توانند ریسک‌های غیرقابل‌پیش‌بینی را کاهش داده و محیط سرمایه‌گذاری را امن‌تر کنند؛ از این رو تقویت نهادهایی مانند سازمان بورس، بانک مرکزی و سایر دستگاه‌های نظارتی، شامل افزایش قدرت نظارت بر شرکت‌ها، بررسی صحت و سقم اطلاعات مالی و جلوگیری از دست‌کاری بازار، ضروری است.

در زمینه تأثیر نرخ ارز و قیمت نفت بر بازده بازار سهام، استفاده از ابزارهای مدیریت ریسک مؤثر، مانند قراردادهای آتی و مشتقه و سازوکارهای بیمه‌ای برای مقابله با نوسانات نفتی، توصیه می‌شود تا حساسیت بازار به شوک‌های خارجی کاهش یابد. هماهنگی مستقیم بین سیاست‌های اقتصادی و کیفیت نهادی اهمیت بالایی دارد؛ اجرای سیاست‌های ارزی و مالی باید همراه با اصلاحات نهادی باشد تا اثرات منفی نوسانات نرخ ارز به حداقل برسد. تشکیل کمیته‌های مشورتی متشکل از نهادهای اقتصادی و نظارتی می‌تواند در این زمینه هماهنگی سیاست‌ها را ارتقا دهد.

باتوجه به اهمیت شفافیت اطلاعاتی در بازار سهام، تقویت زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات، به‌ویژه ایجاد پلتفرم‌های دیجیتال برای انتشار به‌موقع اخبار و اطلاعات مالی، می‌تواند اعتماد سرمایه‌گذاران را افزایش داده و ریسک ناشی از عدم اطلاع را کاهش دهد. تأثیر مثبت کیفیت نهادی بر جذب سرمایه‌های فراری در شرایط شوک‌های جهانی نشان می‌دهد که سیاست‌های تشویقی برای جذب سرمایه‌های خارجی، شامل تسهیل فرایندهای سرمایه‌گذاری، کاهش موانع قانونی و بهبود امنیت سرمایه‌گذاری، می‌تواند نقش مهمی در توسعه بازار داشته باشد.

لازم است اشاره شود که یکی از محدودیت‌های این تحقیق، عدم دسترسی به داده‌های فصلی کیفیت نهادی برای سال‌های قبل از ۱۳۸۸ بود که امکان تحلیل‌های دقیق‌تر و جزئی‌تر را محدود کرده است. برای مطالعات آتی، پیشنهاد می‌شود اثر تحریم‌ها نیز به مدل‌های تحلیل اضافه شود تا بتوان به درک عمیق‌تری از تأثیرات سیاست‌های بین‌المللی و اقتصادی بر بازده بازار سهام و کیفیت نهادی دست یافت.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در نگارش مقاله سهم و نقش یکسان داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

سپاسگزاری (تقدیر و تشکر)

نویسندگان از تمامی افرادی که با نظرات سازنده و راهنمایی‌های خود در بهبود کیفیت این مقاله نقش داشته‌اند، تشکر می‌کنند.

شناسه اُرکید (ORCID)

<http://orcid.org/0000-0002-9680-530x>

فرشته محمدیان



<http://orcid.org/0009-0007-9653-1920>

محمد جعفر هلیو



<http://orcid.org/0009-0008-3720-1355>

سجاد محسن احمد



<http://orcid.org/0009-0002-1098-9257>

وسام حمید ارببیچ



منابع و مأخذ

اصولیان، محمد، حسن‌نژاد، محمد و شکراله‌نیا روشن، علیرضا. (۱۳۹۹). نوسان‌های نرخ ارز و واکنش بورس اوراق بهادار تهران.

نشریه دانش سرمایه‌گذاری، ۹(۳۵)، ۲۲۳-۲۳۸. <https://sanad.iau.ir/Journal/jik/Article/841380?culture=fa>

امیری، حسین و پیرداده بیرانوند، محبوبه. (۱۳۹۸). نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی و بازار سهام ایران باتکیه بر رویکرد تغییر رژیم مارکف. نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۱۲(۴۴)، ۴۹-۶۷.

<https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803185>

امینیان، طاهره، صراف، فاطمه، امام‌وردی، قدرت‌اله و باغانی، علی. (۱۳۹۸). اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر بازده سهام صنایع در شرایط مختلف بازار. نشریه بورس اوراق بهادار، ۱۱(۴۳)، ۵-۲۲.

<https://sid.ir/paper/392097/en>

رجبی، احسان. (۱۴۰۲). تأثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز بر بازدهی سهام شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران (با تأکید بر صنایع غذایی و کشاورزی). نشریه اقتصاد محاسباتی، ۳(۱)، ۷۴-۴۹.

<https://doi.org/10.30495/ECOMAG.1402.1045575>

رستمی‌نوروزآباد، مجتبی، گل‌بابائی پاسندی، علی، شهرازی، میلاد و اسفندیاری، سمیه. (۱۴۰۳). اندازه‌گیری شاخص ترس و طمع در بازار سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. نشریه تحقیقات مالی، ۲۶(۲)، ۳۹۷-۴۱۴.

<https://doi.org/10.22059/fj.2023.365536.1007511>

روشن، احمدرضا. (۱۳۹۹). تحلیلی بر شاخص عدم قطعیت جهانی. نشریه تحلیل مالی، ۴(۱)، ۳۹-۲۰. <https://ijfa.ir/?p=6840>

شیرمردی، سیده نرجس، صامتی، مجید و شریفی رنانی، حسین. (۱۴۰۳). نقش شوک‌های نااطمینانی مالی، مدل پنج عاملی فاما - فرنچ و مومنتوم در بازار سرمایه و تأثیرات آن بر بازده سهام. *نشریه اقتصاد مالی*، ۱۸(۳)، ۸۷-۱۴۰.

<https://doi.org/https://doi.org/10.71818/ecj.2024.1062445>

طاهری‌بازخانه، صالح و صدرآرا، مهرداد (۱۴۰۳). نااطمینانی سیاست اقتصادی و بازده بازار سهام در ایران: شواهدی جدید بر پایه تبدیل موجک و تحلیل در حوزه زمان - فرکانس. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۳(۴)، ۱-۳۰.

<https://doi.org/10.22034/jep.2024.142461.1201>

References

- Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). The world uncertainty index. <http://www.nber.org/papers/w29763>. Retrieved from
- Alaszewski, A., & Coxon, K. (2009). Uncertainty in everyday life: Risk, worry and trust. *Health, Risk & Society*, 11(3), 201-207. <https://doi.org/10.1080/13698570902906454>
- Almustafa, H. (2022). National Governance Quality, COVID-19, and Stock Index Returns: OECD Evidence. *Economies*, 10(9), 214. <https://doi.org/10.3390/economies10090214>
- Aminian, T., Saraf, F., Emamverdi, G., & Baghani, A. (2018). Asymmetric Effects Of Oil Price Shocks and Economic Policies Uncertainty on Industry Stock Returns. *Journal of Securities Exchange*, 11(43), 5-22. <https://sid.ir/paper/392097/en> [In Persian]
- Amiri, H., & Pirdadeh Beyranvand, M. (2020). Uncertainty about economic policies and the stock market in Iran based on Markov switching model. *Financial Knowledge of Security Analysis*, 12(44), 49-67. <https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803185> [In Persian]
- Arouri, M., Estay, C., Rault, C., & Roubaud, D. (2016). Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the US. *Finance Research Letters*, 18, 136-141. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.04.011>
- Asgharian, H., Liu, L., & Lundtofte, F. (2024). Institutional quality, trust, and stock market participation: Learning to forget. *The Quarterly Journal of Finance*, 14(01), 2450002. <https://doi.org/10.1142/S2010139224500022>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Barra, C., & Falcone, P. M. (2024). Unraveling the impact of economic policy uncertainty on environmental efficiency: How do institutional quality and political orientation matter? *Economics & Politics*, 36(3), 1450-1490. <https://doi.org/10.1111/ecpo.12297>
- Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2018). The impact of oil-market shocks on stock returns in major oil-exporting countries. *Journal of International Money and Finance*, 86, 264-280. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.05.003>
- Bayar, Y., & Kılıç, C. (2012). Küresel finansal krizin davranışsal finans perspektifinden değerlendirilmesi. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Mecmuası*, 62(2), 177-195. <https://dergipark.org.tr/en/pub/iuifm/issue/863/9614>
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management science*, 61(1), 3-18. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.2044>
- Chiang, T. C. (2020). Economic policy uncertainty and stock returns—evidence from the Japanese market. *Quantitative Finance and Economics*, 4(3), 430-458. <https://doi.org/10.3934/qfe.2020020>

- Chiang, T. C. (2025). The effect of climate policy uncertainty and induced risks on US aggregate and sectoral stock returns. *Research in international business and finance*, 76, 102797. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2025.102797>
- Cierna, H., & Sujova, E. (2020). The risks of ethical credibility: innovations in companies management. *Marketing and Management of Innovations*, 4, 237-244. <https://doi.org/10.21272/mmi.2020.4-19>
- Demirer, R., Jategaonkar, S. P., & Khalifa, A. A. (2015). Oil price risk exposure and the cross-section of stock returns: The case of net exporting countries. *Energy Economics*, 49, 132-140. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.02.010>
- Emsen, H. S. (2022). Effects of geopolitical risks and political uncertainties on stock markets: Country specific new generation panel data analysis for developing Asian countries. *Journal of process management and new technologies*, 10(1-2), 82-101. <https://doi.org/10.5937/jpmnt10-38252>
- Erdoğan, L., Ceylan, R., & Abdul-Rahman, M. (2022). The impact of domestic and global risk factors on Turkish stock market: Evidence from the NARDL approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(7), 1961-1974. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1949282>
- French, J. J., Schaberl, P. D., & Taborda, R. (2024). Fund flows, stock markets, and economic policy uncertainty: From the perspective a civet nation. *Emerging Markets Finance and Trade*, 60(5), 967-982. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2023.2259058>
- Ghani, M., & Ghani, U. (2024). Economic policy uncertainty and emerging stock market volatility. *Asia-Pacific Financial Markets*, 31(1), 165-181. <https://doi.org/10.1007/s10690-023-09410-1>
- Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of financial studies*, 29(3), 523-564. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050>
- Habib, S., Habib, M., & Batool, S. (2023). Investigating the Nexus between Stock Market and Institutional Quality in Emerging Markets and Developing Countries: A Panel Data Analysis. *Journal of Accounting and Finance in Emerging Economies*, 9(4), 627-638. <https://doi.org/10.26710/jafee.v9i4.2887>
- Hooper, V., Sim, A. B., & Uppal, A. (2009). Governance and stock market performance. *Economic Systems*, 33(2), 93-116. <https://doi.org/10.2139/ssrn.807204>
- Hoque, M. E., & Zaidi, M. A. S. (2019). The impacts of global economic policy uncertainty on stock market returns in regime switching environment: Evidence from sectoral perspectives. *International Journal of Finance & Economics*, 24(2), 991-1016. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1702>
- Hou, J., & Wang, D. (2022). International Fund Allocation under Economic Policy Uncertainty Shock. *Journal of Applied Finance & Banking*, 12(5), 85-104. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4487851>
- Kang, W., & Ratti, R. A. (2013). Oil shocks, policy uncertainty and stock market return. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 305-318. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.07.001>
- Kang, W., De Gracia, F. P., & Ratti, R. A. (2017). Oil price shocks, policy uncertainty, and stock returns of oil and gas corporations. *Journal of International Money and Finance*, 70, 344-359. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2016.10.003>
- Karaömer, Y. (2024). Effect of economic policy uncertainty on stock returns: Analysing the moderating role of government size. *Politická ekonomie*, 72(1), 50-72. <https://doi.org/10.18267/j.polek.1407>

- Khan, A. A., Ramzan, M., Mehmood, S., & Wong, W.-K. (2025). Towards the environment of legitimacy: Do the institutional quality and policy uncertainty matter for the performance of stock markets of South Asian countries? *International Journal of Emerging Markets*, 20(9), 3839-3860. <https://doi.org/10.1108/ijoen-11-2023-1812>
- Lettau, M., Maggiori, M., & Weber, M. (2014). Conditional risk premia in currency markets and other asset classes. *Journal of Financial Economics*, 114(2), 197-225. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2228967>
- Liu, T., Nakajima, T., & Hamori, S. (2022). The impact of economic uncertainty caused by COVID-19 on renewable energy stocks. *Empirical Economics*, 62(4), 1495-1515. <https://doi.org/10.1007/s00181-021-02087-3>
- Markowitz, H. M. (1990). Foundations of portfolio theory. Harry Markowitz: Selected Works, S, 481-490. <https://www.semanticscholar.org/paper/89da5b0afd6a001a1731204f8b250cea84cf1753>
- Mehmood, W., & ElKelish, W. W. (2025). Enhancing sustainability: investigating the nexus between climate change vulnerability and IPO initial returns using moderating role of institutional quality. *Journal of Global Responsibility*. <https://doi.org/10.1108/JGR-02-2024-0024>
- Modugu, K. P., & Dempere, J. (2020). Country-level governance quality and stock market performance of GCC countries. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(8), 185-195. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no8.185>
- Moudud-Ul-Huq, S., & Akter, R. (2022). Impacts of economic policy uncertainty (EPU) and institutional quality (IQ) on bank risk-taking behavior. *Kybernetes*, 53(3), 1148-1167. <https://doi.org/10.1108/K-07-2022-1004>
- Moya-Martínez, P., Ferrer-Lapeña, R., & Escribano-Sotos, F. (2014). Oil price risk in the Spanish stock market: An industry perspective. *Economic Modelling*, 37, 280-290. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.11.014>
- Naifar, N., Mroua, M., & Bahloul, S. (2017). Do regional and global uncertainty factors affect differently the conventional bonds and sukuk? New evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 41, 65-74. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2016.12.004>
- Nakamura, W. T. (2022). Estudo Empírico sobre a eficiência da carteira teórica do índice Bovespa. RAM. *Revista de Administração Mackenzie*, 1, 68-81. <https://doi.org/10.1590/1678-69712000/administracao.v1n1p68-81>
- Nawaz, A. D., Bhutto, N. A., & Khan, S. (2023). The spillover effect of global uncertainty on BRICS stock markets. *ETIKONOMI*, 22(1), 45-64. <https://doi.org/10.15408/etk.v22i1.24617>
- Nguyen, C. P., Schinckus, C., Su, T. D., & Chong, F. H. (2022). Determinants of stock market returns in emerging markets: The linkage between institutional quality and macro liquidity. *International Journal of Finance & Economics*, 27(4), 4472-4486. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2382>
- Nnamdi, M. S., Anthonyb, N. C., & Jessica, O. N. (2025). Oil Price Fluctuations, Institutional Quality and Wellbeing in the Context of Oil-producing Nations. *South Asian Journal of Social Studies and Economics*, 22(5), 175-187. <https://doi.org/10.9734/sajsse/2025/v22i51020>
- Ojelade, I. M. (2022). US stock market under COVID-19-related uncertainty. <http://doi.org/10.37502/IJSMR.2022.51012>
- Olaniyi, C. O., & Adedokun, A. (2022). Finance-institution-growth trilogy: time-series insights from South Africa. *International Journal of Emerging Markets*, 17(1), 120-144. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-05-2019-0370>

- Osoolian, M., Hassannezhad, M., & Shokrolahnia Roshan, A. (2020). Exchange rate fluctuations and reaction Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 9(35), 223-238. <https://www.sid.ir/paper/386342/fa> [In Persian]
- Pástor, L., & Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520-545. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.007>
- Prabheesh, K., & Kumar, S. (2021). The dynamics of oil prices, exchange rates, and the stock market under COVID-19 uncertainty: evidence from India. *Energy Research Letters*, 2(3). <https://doi.org/10.46557/001c.27015>
- Qadeer, H., & Sarfraz, M. (2025). Capital Structure Choices: The Role of Financial Development and Institutional Quality. *The Critical Review of Social Sciences Studies*, 3(1), 2347-2363. <https://doi.org/10.59075/j2sr6063>
- Rajabi, E. (2023). The Impact of Exchange Rate Volatility and Uncertainty on Stock Returns in Tehran Stock Exchange (Case Study: Agriculture and Food Industry). *The Journal of Computational Economics*, 3(1), 49-74. <https://doi.org/10.30495/ECOMAG.1402.1045575> [In Persian]
- Roshan, A. (2020). An Analysis of World Uncertainty Index. *Journal of financial Analysis*, 4, 2-39. <https://ijfa.ir/?p=6840> [In Persian]
- Rostami Noroozabad, M., Golbabaie Pasandi, A., Shahrazi, M., & Esfandyari, S. (2024). Measuring Fear and Greed Index in Stock Market: Evidence from the Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 26(2), 375-398. <https://doi.org/10.22059/FRJ.2023.365536.1007511> [In Persian]
- Sahinoz, S., & Erdogan Cosar, E. (2018). Economic policy uncertainty and economic activity in Turkey. *Applied Economics Letters*, 25(21), 1517-1520. <https://doi.org/10.1080/13504851.2018.1430321>
- Shirmardi, S. N., Samati, M., & Sharifi Renani, H. (2024). The Role of Financial Uncertainty Shocks, Fama French Five Factor Model and Momentum in the Capital Market and Its Effects on Stock Returns. *Financial Economics*, 18(3), 87-140. <https://sid.ir/paper/1137621/en> [In Persian]
- Smales, L. A. (2022). Spreading the fear: The central role of CBOE VIX in global stock market uncertainty. *Global Finance Journal*, 51, 100679. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3336505>
- Taheri Bazkhaneh, S., & Sadrara, M. (2025). Economic Policy Uncertainty and Stock Market Returns in Iran: New Evidence Based on Wavelet Transform and Time-Frequency Analysis. *Economic Policies and Research*, 3(4), 1-30. <https://doi.org/10.22034/jepr.2024.142461.1201> [In Persian]
- Uddin, H. F., Hasan, M. A., Sajid, A., & Shaikh, A. S. (2023). Stock Returns and Risks: An Empirical Assessment Using Modified CAPM Approach. *Journal of Education and Social Studies*, 4(3), 600-608. <https://doi.org/10.52223/jess.2023.4319>
- Yaşar, Z. R. (2025). The Effect of The Uncertainties of Monetary and Economy Policies on Stock Markets. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 23(1), 139-159. <https://doi.org/10.11611/yea.1621178>
- Zhu, H., Su, X., You, W., & Ren, Y. (2017). Asymmetric effects of oil price shocks on stock returns: evidence from a two-stage Markov regime-switching approach. *Applied Economics*, 49(25), 2491-2507. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1240351>

Research Article

Analysis of Housing Price Persistence under Structural Shocks Using the ARFIMA Approach: Evidence from the Tehran Housing Market

Elham Vafaei¹ , Mahdi Pendar^{*2} , Mohammad Rezvani³ 

1. Assistant Professor, The Center for Development Research and Foresigh, Tehran, Iran.

2. Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Karaj, Iran.

3. Ph.D. in Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Faculty of Economics and Agricultural Development, University of Tehran, Karaj, Iran.

Received 05 May 2026

Revise 11 August 2026

Accepted 22 August 2026

Publish 23 September 2026

Abstract

Housing price dynamics and their persistence in response to economic and political shocks remain a major concern for policymakers and housing market participants. Determining whether shocks to the housing market have only transitory effects or leave lasting impacts on housing prices is essential for designing effective housing policies. This study examines the persistence and long-memory properties of both real and nominal housing prices, measured as the average price per square meter, in Tehran over the period from April 2016 to August 2024 using the Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA) model. The results indicate that both real and nominal housing price series exhibit long-memory behavior, implying that shocks to the housing market dissipate only gradually and that their effects persist over time. Among the three major shocks considered in this study—the U.S. withdrawal from the Joint Comprehensive Plan of Action (JCPOA), the COVID-19 pandemic, and the 2020 exchange-rate shock together with the sharp increase in housing prices in 2022—only the COVID-19 shock had a direct and statistically significant effect on real housing prices. In contrast, none of the dummy variables was statistically significant in the nominal price model. These findings suggest that most of the impact of these shocks is transmitted through the long-memory structure of the housing market rather than through their direct effects. Given the presence of long memory, short-term policy interventions are unlikely to be effective, as the effects of shocks fade only gradually. Therefore, housing policies should adopt a long-term perspective and be supported by stable monetary and fiscal policies.

Keywords: Tehran, Long-term memory, ARFIMA, Housing prices

JEL Classification: C13, C22, E31

* Corresponding Author: Mahdi Pendar

E-mail: mpendar@ut.ac.ir

Tel: +982182233301

Cite This Article (APA): Vafaei, E., Pendar, M. & Rezvani, M. (2026). Analysis of Housing Price Persistence under Structural Shocks Using the ARFIMA Approach: Evidence from the Tehran Housing Market. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(3), 113-142. <https://doi.org/10.22034/jepr.2026.145809.1359> [In Persian].

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64704.html?lang=en



© The Author(s), 2026. *Economic Policies and Research*, Published online by University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

House prices are widely recognized as a leading indicator of economic activity and inflation and therefore provide valuable information about the direction of the real economy. The housing sector influences household wealth, borrowing capacity, consumption decisions, and employment in construction and related industries. Moreover, housing price bubbles may lead to inefficient investment and reduce overall economic efficiency by driving asset prices away from their fundamental values. Understanding the time-series behavior of house prices is therefore essential for assessing the effects of economic shocks and structural changes on households, firms, and the broader economy. In addition, market participants and real estate intermediaries rely heavily on housing price trends when making investment and business decisions, making the statistical properties of house prices an important area of research.

One of the key characteristics frequently observed in housing markets is price persistence, or long memory. Determining whether shocks to housing prices are temporary and eventually disappear or have permanent effects is of considerable importance for economic policy. This issue is particularly relevant in Iran, where housing serves not only as a consumption good but also as a major investment asset and a hedge against inflation. Housing accounted for approximately 55.8% of total urban household expenditure in 1402 (2023–2024), highlighting its economic significance. In recent years, the Tehran housing market has also been exposed to several major economic and political shocks, including the U.S. withdrawal from the Joint Comprehensive Plan of Action (JCPOA), the COVID-19 pandemic, and substantial exchange-rate fluctuations accompanied by a sharp increase in housing prices. Against this background, the present study investigates the persistence and long-memory characteristics of both real and nominal average house prices per square meter in Tehran over the period from April 2016 to August 2024.

Methodology

Given the potential persistence of housing prices, this study employs the Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA) model. Unlike conventional ARIMA models, the ARFIMA framework allows the differencing parameter to take fractional values, making it particularly suitable for capturing long-memory processes and measuring the degree of persistence in housing prices. The fractional integration parameter, d , indicates whether shocks dissipate rapidly or continue to influence future price movements over an extended period. Consequently, ARFIMA provides a flexible framework for distinguishing between short-run fluctuations and persistent long-run dynamics.

The analysis is based on monthly data obtained from the Central Bank of Iran covering the period from April 2016 to August 2024. Two separate models are estimated using the nominal average price per square meter of housing and the real housing price series, with the latter obtained by deflating nominal prices using the Consumer Price Index (CPI) for urban households. To account for major structural events, dummy variables are incorporated for three key shocks: the U.S. withdrawal from the JCPOA, the COVID-19 pandemic, and the sharp increase in housing prices during 2022.

Results and Discussion

Preliminary analyses, including conventional stationarity tests and structural break tests, indicate that the housing price series exhibit complex dynamic behavior. The ARFIMA estimation results provide clear evidence of long-memory characteristics in both nominal and real housing prices in Tehran. The estimated fractional integration parameter falls within the range associated with long-memory processes, implying that shocks to housing prices are persistent and dissipate gradually over time.

A comparison of the two models reveals notable differences in the impact of structural shocks. In the real house price model, only the dummy variable representing the COVID-19 pandemic has a statistically significant effect, suggesting that the pandemic directly influenced inflation-adjusted housing prices. By contrast, neither the U.S. withdrawal from the JCPOA nor the sharp increase in

housing prices in 2022 exerts a statistically significant direct effect after controlling for long-memory dynamics. In the nominal house price model, none of the structural dummy variables is statistically significant. These findings suggest that most of the impact of economic and political shocks is transmitted through the persistent long-memory structure of the housing market rather than through immediate changes associated with individual events.

Conclusion

The findings indicate that both nominal and real housing prices in Tehran exhibit significant long-memory behavior, implying that the effects of shocks persist for a prolonged period and adjust only gradually. While the COVID-19 pandemic has a significant direct impact on real housing prices, none of the structural shocks is statistically significant in the nominal price model. This comparison highlights the importance of distinguishing between nominal and inflation-adjusted housing prices when evaluating the effects of major economic shocks.

From a policy perspective, the existence of long memory suggests that short-term and isolated interventions are unlikely to stabilize the housing market effectively. Instead, sustainable housing market management requires long-term and consistent monetary, fiscal, and housing policies capable of reducing uncertainty and improving market stability. Distinguishing between nominal and real housing prices also provides policymakers with a clearer understanding of the underlying dynamics of the housing market and the true persistence of housing price movements.

Additional information

Authors' Contributions

All Authors Contributed Equally to The Writing of The Article.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this article.

Financial Support

The authors received no financial support for the research and publication of this article.

ORCID

 Elham Vafaei	http://orcid.org/0000-0001-5496-2916
 Mahdi Pendar	http://orcid.org/0000-0002-4350-575X
 Mohammad Rezvani	http://orcid.org/0000-0003-3408-6677



تحلیل پایداری قیمت مسکن در شرایط تکانه‌های ساختاری با رویکرد ARFIMA: شواهدی از بازار مسکن تهران

الهام وفائی^۱✉، مهدی پندار^{۲*}✉، محمد رضوانی^۳✉

۱. استادیار، مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری، تهران، ایران.

۲. دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

۳. دانش‌آموخته دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران، کرج، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۰۲/۱۵ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۵/۰۵/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۵/۳۱ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۱

چکیده

رفتار قیمت مسکن و پایداری آن در برابر تکانه‌های اقتصادی و سیاسی، یکی از چالش‌های اساسی پیشروی سیاست‌گذاران و فعالان بازار مسکن است. شناسایی این که آیا تکانه‌های وارده به بازار مسکن دارای اثرات موقتی هستند یا اینکه به‌صورت ماندگار بر روند قیمت‌ها تأثیر می‌گذارند، برای اتخاذ سیاست‌های مؤثر در این بخش ضروری است. پژوهش حاضر به بررسی پایداری و حافظه بلندمدت قیمت واقعی و قیمت اسمی هر مترمربع مسکن در تهران طی بازه زمانی فروردین ۱۳۹۵ تا مرداد ۱۴۰۳ و با استفاده از مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری پرداخته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که هر دو سری قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن در تهران دارای حافظه بلندمدت هستند؛ به این معنا که تکانه‌های وارده بر این بازار، اثرات خود را برای مدت طولانی حفظ کرده و به آرامی تعدیل می‌شوند. از میان سه تکانه کلیدی مورد بررسی (خروج آمریکا از برجام، همه‌گیری کووید-۱۹ و جهش ارزی سال ۱۳۹۹ همراه با افزایش شدید قیمت مسکن در سال ۱۴۰۱)، تنها تکانه کووید-۱۹ در مدل قیمت واقعی تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته است. درحالی که در مدل قیمت اسمی هیچ‌یک از متغیرهای موهومی معنادار نبودند. این یافته نشان می‌دهد که بخش عمده اثر تکانه‌ها از طریق ساختار حافظه بلندمدت بازار مسکن منتقل شده است. با توجه به وجود حافظه بلندمدت، مداخلات مقطعی کارایی لازم را نداشته و اثرات تکانه‌ها به‌کندی از بین می‌روند؛ بنابراین، برنامه‌ریزی‌ها باید با افق زمانی بلندمدت و بر پایه ثبات در سیاست‌های پولی و مالی استوار باشند.

واژگان کلیدی: حافظه بلندمدت، خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری، قیمت مسکن، تهران

طبقه‌بندی JEL: E31, C22, C13

* نویسنده مسئول: مهدی پندار آدرس رایانامه: mpendar@ut.ac.ir تلفن تماس: ۰۲۱۸۲۲۳۳۳۰۱

استناد به مقاله (APA): وفائی، الهام، پندار، مهدی و رضوانی، محمد. (۱۴۰۵). تحلیل پایداری قیمت مسکن در شرایط تکانه‌های ساختاری

با رویکرد ARFIMA: شواهدی از بازار مسکن تهران. نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، ۵(۳)، ۱۱۳-۱۴۲.

<https://doi.org/10.22034/jepr.2026.145809.1359>

https://jepr.uok.ac.ir/article_64704.html

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه:



۱. مقدمه

قیمت مسکن^۱ به‌عنوان یکی از مهم‌ترین دارایی‌های خانوارها و بنگاه‌ها، نقشی کلیدی در اقتصاد کلان ایفا نموده و به‌عنوان شاخصی پیشرو برای رشد اقتصادی و تورم، اطلاعات حیاتی در مورد روند اقتصاد واقعی ارائه می‌دهد (Gil-Alana et al., 2016). بخش مسکن مستقیماً بر ثروت خالص خانوارها، قدرت استقراض^۲ و هزینه‌کرد آن‌ها، و همچنین سودآوری و اشتغال در صنایع مرتبط تأثیر می‌گذارد (Posedel & Vizek, 2010). تجربه بحران‌های مالی اخیر نشان داده است که حباب‌های قیمتی در بازار دارایی‌ها، به‌ویژه بخش مسکن، می‌توانند منجر به سرمایه‌گذاری‌های ناکارآمد و کاهش کارایی اقتصادی شوند. درک رفتار سری زمانی قیمت مسکن برای ارزیابی تأثیر تکانه‌ها و تغییرات ساختاری بر خانوارها، بنگاه‌ها و اقتصاد کلان ضروری است (Gil-Alana et al., 2013). علاوه بر این، فعالان و واسطه‌های بازار مسکن برای مدیریت فعالیت‌های خود به سری‌های قیمت وابسته هستند؛ بنابراین، بررسی ویژگی‌های آماری این قیمت‌ها برای مدیریت عملکرد آن‌ها از اهمیت بالایی برخوردار است (Garcia & Raya, 2011).

در این راستا، رابطه قیمت مسکن با متغیرهای کلان اقتصادی اغلب دارای خاصیت دوطرفه است. از یک سو، شاخص‌های اقتصادی بر قیمت مسکن تأثیر می‌گذارند و ازسوی دیگر، تحولات بازار مسکن می‌تواند مسیر رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. این ارتباط متقابل، تحلیل‌های این حوزه را به چالشی پیچیده تبدیل می‌کند که نیازمند مدل‌سازی‌های دقیق اقتصادسنجی است. مطالعات مختلف نیز نشان می‌دهند که حساسیت قیمت مسکن به سیاست‌های پولی و مالی در دوره‌های مختلف رونق و رکود متفاوت است که این امر، بر اهمیت زمان‌بندی سیاست‌گذاری‌ها در بازار مسکن تأکید می‌کنند. همچنین، ساختار نهادی^۳ و مقررات حاکم بر بازار مسکن^۴ در هر کشور می‌تواند الگوهای مشاهده شده در سری‌های زمانی قیمت را به شکل معناداری تحت تأثیر قرار دهد.

براین اساس، درک رفتار قیمت مسکن در ایران و به‌ویژه در کلان‌شهر تهران، باتوجه به اینکه مسکن به طور متوسط ۵۵/۸ درصد از هزینه‌های خانوارهای شهری را در سال ۱۴۰۲ (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۳) به خود اختصاص داده است، بسیار ضروری است، چرا که نوسانات و تغییرات ساختاری در این بازار می‌تواند پیامدهای اقتصادی گسترده‌ای برای خانوارها و سیاست‌گذاران به همراه داشته باشد. باوجود اهمیت آشکار این موضوع، یک پرسش اساسی همچنان بی‌پاسخ مانده است: آیا تکانه‌های وارده به بازار مسکن تهران، در قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن اثرات موقتی دارند و قیمت‌ها به سطح تعادلی خود بازمی‌گردند، یا اینکه این تکانه‌ها دارای اثرات ماندگار و دائمی هستند و مسیر قیمت‌ها را برای همیشه تغییر می‌دهند؟ پاسخ به این پرسش، از آن جهت حیاتی است که اگر تکانه‌ها موقتی باشند، سیاست‌گذاران می‌توانند با مداخلات کوتاه‌مدت و مقطعی، بازار را به تعادل برگردانند. اما اگر تکانه‌ها ماندگار باشند، هرگونه مداخله مقطعی محکوم به شکست بوده و تنها سیاست‌های بلندمدت و پایدار می‌توانند مؤثر واقع شوند.

-
1. Housing Prices
 2. Borrowing Power
 3. Organizational Structure
 4. Housing Market

علاوه بر این، بازار مسکن تهران در سال‌های اخیر با تکان‌های بی‌سابقه و متعددی مواجه بوده است. خروج آمریکا از برجام در سال ۱۳۹۷، همه‌گیری کووید-۱۹ در سال ۱۳۹۹ و جهش‌های شدید نرخ ارز و قیمت مسکن در سال‌های ۱۳۹۹ و ۱۴۰۱، نمونه‌هایی از این تکان‌ها هستند. اما سؤال اینجاست که آیا این تکان‌ها به یک اندازه بر بازار مسکن تأثیر گذاشته‌اند؟ کدام یک از این تکان‌ها اثرات ماندگارتری بر جای گذاشته‌اند؟ و مهم‌تر اینکه، آیا ساختار بازار مسکن تهران به‌گونه‌ای است که این تکان‌ها را به‌سرعت جذب کند یا اینکه حافظه بلندمدت موجود در بازار، آثار آن‌ها را برای مدت‌ها حفظ می‌کند؟ پاسخ به این سؤالات، نه‌تنها برای سیاست‌گذاری مؤثر در بخش مسکن ضروری است، بلکه می‌تواند بینش‌های ارزشمندی برای مدیریت سایر بازارهای دارایی در اقتصاد ایران نیز ارائه دهد.

باوجود این ضرورت آشکار، یک شکاف پژوهشی جدی در ادبیات اقتصادی ایران وجود دارد. در این راستا، اگرچه مطالعات متعددی به بررسی پایداری تورم کلان یا نرخ ارز در ایران پرداخته‌اند، اما تاکنون مطالعه‌ای به طور اختصاصی و با در نظر گرفتن ساختار حافظه بلندمدت، به تحلیل پایداری قیمت مسکن در ایران نپرداخته است. از این‌رو، در این پژوهش، با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری^۲ (ARFIMA) و با لحاظ کردن متغیرهای موهومی برای تکان‌های کلیدی و طی بازه زمانی فروردین ۱۳۹۵ تا مرداد ۱۴۰۳، به بررسی کمی و دقیق این مسئله پرداخته شده است تا ضمن پر کردن شکاف پژوهشی موجود، بینش‌های عملی و قابل استفاده‌ای برای سیاست‌گذاران و فعالان بازار مسکن فراهم آورد.

در ادامه، سازماندهی پژوهش حاضر به شرح زیر است. ابتدا مبانی نظری در خصوص بررسی پایداری قیمت مسکن تبیین و تشریح شده است. همچنین، پیشینه پژوهش‌های تجربی مرور، و جنبه نوآوری آن بیان شده است. پس از آن، مدل پژوهش معرفی و توضیح‌های لازم پیرامون روش برآورد مدل ارائه شده است. سپس، مدل پژوهش برآورد و نتایج برآوردی تفسیر شده و در نهایت پیشنهاد‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

قیمت مسکن دارای ویژگی‌های آماری خاصی است که درک آن‌ها برای تحلیل بازار ضروری است. یکی از مهم‌ترین این ویژگی‌ها، پایداری قیمت مسکن در طول زمان است (Barros et al., 2012). پایداری به میزان تأثیرگذاری تکان‌های کوتاه‌مدت بر تغییرات دائمی آینده قیمت‌ها در بازار اشاره دارد و اطلاعات مربوط به این پایداری برای تصمیم‌گیری‌های سیاستی در مواجهه با تکان‌های برون‌زا ضروری است (Gil-Alana et al., 2016). بسته به درجه پایداری، اقدامات سیاستی متفاوتی قابل اتخاذ است. به‌عنوان مثال، در صورت وجود ریشه واحد، تکان‌ها دائمی خواهند بود و سری بسیار پایدار است. در مقابل، اگر سری ایستا باشد، تکان‌ها موقتی خواهند بود و سری به میانگین بازمی‌گردد و پایداری کمتری دارد. در بازار مسکن، هزینه‌های بالای مبادله، عدم تقارن اطلاعاتی،

1. COVID-19 pandemic

2. AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA)

نقدشوندگی پایین، ماهیت دوگانه (مصرفی - سرمایه‌ای)، قراردادهای بلندمدت و هزینه‌های سرکوب، باعث می‌شوند قیمت‌ها با تأخیر به تکانه‌ها واکنش نشان دهند (Posedel & Vizek, 2010). همچنین، قیمت‌گذاری توسط فروشندگان بر اساس قیمت‌های گذشته (قیمت‌های مرجع) و انتظارات تورمی^۱ که فروشندگان را از کاهش قیمت باز می‌دارد و خریداران را به خرید عجولانه ترغیب می‌کند، بر تشدید این چسبندگی می‌افزاید (موسوی و درودیان، ۱۳۹۴).

در تحلیل سری‌های زمانی قیمت مسکن، مفهوم بازگشت به میانگین از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. چنانچه سری زمانی قیمت مسکن دارای ویژگی بازگشت به میانگین باشد، نشان‌دهنده موقتی بودن تکانه‌ها است و به اقدامات سیاستی قوی برای بازگرداندن قیمت‌ها به سطح تعادلی نیازی نیست. در مقابل، اگر سری شامل ریشه واحد باشد، تکانه‌ها دائمی تلقی شده و اتخاذ سیاست‌های قوی برای هدایت قیمت‌ها به مسیر اصلی خود ضروری خواهد بود.

در مقابل، نظریه حافظه بلندمدت نشان می‌دهد که برخی متغیرهای اقتصادی دارای وابستگی طولانی‌مدت بین مشاهدات هستند. گرنجر و جوو^۲ (۱۹۸۰) و هاسکینگ^۳ (۱۹۸۱) با معرفی مفهوم انباشتگی کسری، چارچوب نظری جدیدی برای تحلیل این پدیده ارائه دادند. حافظه بلندمدت ریشه در عواملی چون تجمع شوک‌های کوچک، ساختار نهادی و مقرراتی بازارها، و رفتارهای یادگیری و انتظارات تطبیقی فعالان بازار دارد (Palma, 2007). مطالعات جدید نیز نشان می‌دهند که حافظه بلندمدت در بازارهای مسکن، یک ویژگی ساختاری فراگیر است که در فازهای انقباضی بازار تشدید می‌شود (Kim, 2025).

بر اساس نظریه انتظارات عقلایی لوکاس^۴ (۱۹۷۲)، واکنش بازار مسکن به شوک‌های اقتصادی به ماهیت پیش‌بینی‌شده یا پیش‌بینی‌نشده آن شوک‌ها بستگی دارد. شوک‌های پیش‌بینی‌شده، از قبل در قیمت‌ها منعکس شده‌اند و اثر آنی کمتری دارند، درحالی‌که شوک‌های پیش‌بینی‌نشده (مانند همه‌گیری کووید-۱۹) می‌توانند تأثیرات شدید و ماندگاری بر جای بگذارند. از منظر دیگر، بر اساس نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ^۵، تغییرات در انتظارات تورمی، نرخ بهره واقعی و ریسک‌های سیستماتیک، از طریق کانال هزینه فرصت سرمایه‌گذاری، بر قیمت مسکن تأثیر می‌گذارند و پایداری آن را تشدید می‌کنند (Hjalmarsson & Osterholm, 2020). همچنین بر اساس نظریه حباب‌های عقلایی^۶، گاهی قیمت‌ها به دلیل انتظارات خودتقویت‌کننده از ارزش بنیادی خود فاصله می‌گیرند. این چرخه خودتقویت‌کننده منجر به شکل‌گیری رفتار توده‌وار و تشدید پایداری قیمت‌ها می‌شود (Shiller, 2015). رفتار توده‌وار در بازار مسکن ایران، باتوجه به نقش مسکن به‌عنوان یک دارایی امن در برابر تورم، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (زالی و همکاران، ۱۴۰۲). شوک‌های اقتصادی از طریق کانال‌های نرخ ارز، نقدینگی و سیاست پولی، درآمد و اشتغال، و انتظارات به بازار مسکن منتقل می‌شوند (اسماعیل‌پور و همکاران،

1. Inflation Expectations

2. Granger & Joyeux (1980)

3. Hosking (1981)

4. Lucas (1972)

5. Arbitrage Pricing Theory

6. Rational Inflationary Bubbles Theory

۱۴۰۳). از سمت تقاضا، عوامل جمعیتی از جمله رشد جمعیت (خندان و همکاران، ۱۳۹۸)، هرم سنی (Belke & Keil, 2018)، و مهاجرت (بهیارفر و همکاران، ۱۴۰۳)، تقاضایی پایدار ایجاد می‌کند. درآمدهای خانوار (شعبان‌پور و همکاران، ۱۳۹۸) و سیاست‌های مالی دولت نیز بر قدرت خرید و به تبع آن بر تقاضای مسکن تأثیر می‌گذارد. سیاست‌های پولی و اعتباری از طریق افزایش قدرت وام‌دهی بانک‌ها و کاهش نرخ سود، تقاضا را افزایش می‌دهند (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱). نرخ ارز با تشدید انتظارات تورمی، مسکن را به دارایی امن تبدیل کرده و تقاضای سرمایه‌گذاری را تحریک می‌کند (زالی و همکاران، ۱۴۰۲).

از سمت عرضه، عدم کشش‌پذیری عرضه در کوتاه‌مدت (باصری و همکاران، ۱۳۹۴؛ مروت و همکاران، ۱۳۹۶)، قیمت زمین و هزینه ساخت (طالب‌لو و همکاران، ۱۳۹۶)، محدودیت در عرضه زمین (خندان و همکاران، ۱۳۹۸)، و نرخ ارز از طریق افزایش هزینه واردات مصالح (زالی و همکاران، ۱۴۰۲) بر قیمت مسکن اثر می‌گذارند. فرایندهای طولانی اخذ مجوز و نوسانات هزینه‌ها نیز به کندی واکنش عرضه کمک می‌کنند. اثرات رونق و رکود چرخه‌ای این بازار اغلب به صورت حافظه بلندمدت ظاهر می‌شود؛ قیمت‌ها در دوره رونق به سرعت افزایش و در دوره رکود به آرامی کاهش می‌یابند (باصری و همکاران، ۱۳۹۴).

تبیین الگوهای رفتاری قیمت مسکن و ارتباط آن با مدل تجربی ARFIMA بر پایه مفهوم چسبندگی قیمت و تعدیل تدریجی بنا شده است. مدل ARFIMA با تخمین ضریب انباشتگی کسری (d)، این رفتار تعدیل تدریجی قیمت را مدل‌سازی می‌کند (Palma, 2007). این چارچوب نظری با یافته‌های مطالعات پیشین که نشان می‌دهند شوک‌های نرخ ارز، نقدینگی و تورم تأثیر طولانی‌مدتی بر بازار مسکن ایران دارند، همسو است. پژوهش‌های تجربی در ایران نشان داده است که ضریب تصحیح خطا در بازار مسکن ایران برابر با ۰/۱۷- است که حکایت از تعدیل بسیار کند قیمت‌ها دارد.

بر اساس مبانی نظری، انتظار می‌رود که بازار مسکن تهران، به دلیل ساختار نهادی خاص، هزینه‌های بالای معاملاتی، نقدشوندگی پایین، نقش آن به عنوان دارایی امن، و مواجهه مکرر با تکانه‌های ارزی و انتظاری، دارای حافظه بلندمدت باشد. همچنین تکانه‌های کلیدی نظیر؛ خروج آمریکا از برجام، همه‌گیری کووید-۱۹ و جهش‌های ارزی، تأثیرات ماندگاری بر قیمت مسکن خواهند داشت. این یافته، پایه و اساس انتخاب مدل ARFIMA را در بخش تجربی شکل می‌دهد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

پژوهش‌های گسترده‌ای در ادبیات اقتصادی به بررسی پایداری و حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی متغیرهای اقتصادی، از جمله قیمت مسکن، اختصاص یافته است. این مطالعات به دنبال درک این موضوع هستند که آیا تکانه‌ها به سرعت محو می‌شوند (حافظه کوتاه) یا تأثیر آن‌ها برای مدت طولانی باقی می‌ماند (حافظه بلندمدت) که این امر پیامدهای مهمی برای سیاست‌گذاری دارد که در زیر به برخی مطالعات خارجی و داخلی اشاره شده است.

طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری و داده‌های نرخ تورم ایران در بازه زمانی ۱۳۵۱ تا ۱۳۹۰ به بررسی پایداری تورم پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که فرضیه پایداری تورم در ایران رد نمی‌شود. از منظر سیاست‌گذاری، این یافته بیانگر آن است که وقتی تکانه‌ای قیمت‌ها را افزایش می‌دهد، بازارها تمایلی به بازگشت به وضعیت تعادلی قبلی ندارند. این موضوع در بازار مسکن به دلیل هزینه‌های بالای ساخت و انتظارات تورمی، می‌تواند منجر به تثبیت دائمی قیمت‌ها در سطوح بالا شود. عباسی نژاد و گودرزی فراهانی (۱۳۹۳) با تحلیل داده‌های ماهانه از فروردین ۱۳۶۹ تا آبان ۱۳۹۰ و برازش مدل ARFIMA، نشان دادند که اثرات تکانه‌ها بر تورم ماندگار است. این یافته برای سیاست‌گذار بخش مسکن حاوی این پیام است که مداخلات مقطعی و کوتاه‌مدت احتمالاً اثر ناچیزی بر کنترل قیمت‌ها خواهد داشت، زیرا بازار مسکن تحت تأثیر حافظه بلندمدت، اثر تکانه‌های گذشته را تا مدت‌ها در خود حفظ می‌کند.

طهرانچیان و بالونژاد (۱۳۹۴) پایداری نامیزانی نرخ ارز حقیقی در بازه زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۲ را با استفاده از مدل ARFIMA بررسی کردند. نتایج این پژوهش دلالت بر پایداری نامیزانی نرخ ارز حقیقی دارد. باتوجه‌به اینکه نرخ ارز یکی از عوامل جهت‌دهنده به انتظارات در بازار مسکن ایران است، پایداری انحرافات ارزی می‌تواند بر عدم بازگشت به میانگین در قیمت مسکن اثرگذار باشد؛ امری که مدیریت ثبات بازار دارایی‌ها را برای سیاست‌گذاران به چالش می‌کشد.

زیادی و همکاران (۱۴۰۲) به پیش‌بینی قیمت مسکن تهران با استفاده از الگوریتم هوش مصنوعی LSTM طی دوره زمانی ۱۳۷۲ تا ۱۴۰۰ پرداخته‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که قیمت طلا، قیمت ارز، شاخص بهای کالا و خدمات و همچنین حجم نقدینگی، بیشترین هم‌بستگی را با قیمت مسکن داشته‌اند. همچنین، مدل Stacked-LSTM چندمتغیره می‌تواند ابزار مؤثری برای پیش‌بینی قیمت مسکن باشد.

محبوبی و امرالهی بیوکی (۱۴۰۲) با استفاده از مدل میانگین متحرک خود هم‌بسته با انباشتگی جزئی (ARFIMA) و مدل‌های واریانس شرطی خود هم‌بسته با انباشتگی جزئی (FIGARCH) و واریانس شرطی خود هم‌بسته هیپربولیک (HYGARCH) به بررسی وجود حافظه بلندمدت در قیمت املاک مسکونی شهر تهران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی سه‌ماهه ابتدایی سال ۱۳۸۵ لغایت سه‌ماهه دوم ۱۴۰۲ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که وجود حافظه بلندمدت در قیمت املاک مسکونی شهر تهران در مدل ARFIMA در هر دو حالت ML و GLS و در مدل‌های خانواده GARCH در هر دو مدل FIGARCH و HYGARCH است.

مسجد موسوی و همکاران (۱۴۰۴) از شبکه‌های حافظه کوتاه‌مدت (LSTM) برای پیش‌بینی قیمت مسکن با استفاده از داده‌های تاریخی از سال ۱۳۷۲ تا ۱۴۰۰ نموده‌اند. روش پژوهش مبتنی بر معماری Stacked-LSTM برای مدل‌سازی سری‌های زمانی تک‌متغیره و چندمتغیره بوده است. مدل LSTM در مقایسه با روش‌های سنتی مانند ARIMA و رگرسیون خطی، با خطای MSE معادل ۰/۰۸۹ در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت و MAE معادل ۰/۰۷۶ در پیش‌بینی‌های میان‌مدت عملکرد بهتری نشان داده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که مدل Stacked-LSTM چندمتغیره می‌تواند ابزار مؤثری برای پیش‌بینی قیمت مسکن در شرایط اقتصادی پیچیده ایران باشد.

گیل آلانا و همکاران^۱ (۲۰۱۳) با بررسی داده‌های فصلی (۱۹۶۶-۲۰۱۲) بازار مسکن آفریقای جنوبی و با بهره‌گیری از مدل انباشتگی کسری^۲، دریافتند که رفتار قیمت در بخش‌های مختلف یکسان نیست. نتایج این پژوهش نشان داد که به‌استثنای مسکن مقرون‌به‌صرفه، سایر بخش‌ها فاقد ویژگی بازگشت به میانگین هستند که این امر گویای پایداری بالای قیمت‌ها و ماندگاری تکانه‌ها در بازار مسکن است.

گیل آلانا و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی پایداری قیمت مسکن در پاریس و لندن برای داده‌های فصلی (۱۹۹۲-۲۰۰۹) پرداختند. برای این منظور، از برآورد پارامتر انباشتگی کسری استفاده نمودند. نتایج این پژوهش سطوح بالای پایداری و عدم بازگشت به میانگین را در قیمت مسکن نشان داد که سیاست‌گذاری در این شهرها را با چالش مواجه می‌کند.

پین و گیل آلانا^۳ (۲۰۲۰) در تحلیل داده‌های ماهانه (۱۹۹۵-۲۰۱۷) پنج شهر بزرگ ایالات متحده، با استفاده از تخمین انباشتگی کسری، نشان دادند که پایداری قیمت‌ها تحت تأثیر شکست‌های ساختاری سال‌های ۲۰۰۶ و ۲۰۱۲ شدت یافته است. این یافته‌ها (تخمین بین ۱/۳۰ و ۱/۷۰) بر حافظه بلندمدت قیمت‌ها در مواجهه با بحران‌ها (دوره حباب مسکن) تأکید دارد.

کاپوراله و همکاران^۴ (۲۰۲۲) در مطالعه خود با تخمین درجه انباشتگی پایداری نرخ‌های تورم کشورهای گروه G7 را در دوره ۱۹۷۳-۲۰۲۰ بررسی کردند. نتایج آن‌ها حاکی از پایداری تورم در این کشورها بود و تفاوت‌های معناداری در درجه انباشتگی بین کشورها و زیر دوره‌ها یافت شد که احتمالاً به اعتبار مقامات پولی مربوط است.

والمایور و گیل - آلانا^۵ (۲۰۲۴) به تجزیه و تحلیل ویژگی‌های تصادفی بازار املاک و مستغلات ایالات متحده در بلندمدت (۱۹۸۷-۲۰۲۳) پرداخته‌اند. برای این منظور، از روش‌های یکپارچه کسری استفاده نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهند که در بلندمدت، بازار املاک و مستغلات الگوی روشنی از پایداری بالا و عدم بازگشت به میانگین را نشان می‌دهد.

سانجیووانی و همکاران^۶ (۲۰۲۶) به تحلیل شاخص قیمت واقعی مسکن ایتالیا با استفاده از یک چارچوب ادغام کسری^۷ طی دوره زمانی فصل اول ۱۹۷۰ تا فصل دوم ۲۰۲۴ پرداختند که در آن پارامتر تفاضل‌گیری مجاز به پذیرش هر مقدار واقعی، از جمله مقادیر کسری، است. نتایج نشان‌دهنده درجه بالایی از پایداری در سری است، اگرچه پارامتر پایداری تخمینی به مشخصات اتخاذ شده برای عبارت اختلال حساس است. همچنین، نتایج نشان‌دهنده وجود شش شکست ساختاری است که با چرخه‌های اصلی بازار املاک و مستغلات ایتالیا، سازگار هستند.

1. Gil-Alana et al. (2013)
2. fractional integration modeling
3. Payne & Gil-Alana (2020)
4. Caporale et al. (2022)
5. Valmayor & Gil-Alana (2024)
6. Sangiovanni et al. (2026)
7. fractional integration

۲-۳. نوآوری پژوهش

مرور پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که در سطح بین‌المللی، مطالعات گسترده‌ای به بررسی پایداری قیمت مسکن با استفاده از مدل‌های انباشتگی کسری پرداخته‌اند. باین‌حال، در ادبیات اقتصادی ایران، مطالعات موجود عمدتاً بر پایداری تورم کلان (نظیر؛ طهرانچیان و همکاران، ۱۳۹۲؛ عباسی‌نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۳) و پایداری نرخ ارز (نظیر؛ طهرانچیان و بالونژاد، ۱۳۹۴) متمرکز بوده‌اند. اگرچه این مطالعات از جهت روش‌شناسی و رویکرد حافظه بلندمدت ارزشمند هستند، اما بازار مسکن به دلیل ویژگی‌های ساختاری خاص خود از جمله هزینه‌های بالای معاملاتی، نقدشوندگی پایین و نقش دوگانه مصرفی - سرمایه‌ای، رفتار پایداری متفاوتی نسبت به سایر متغیرهای کلان دارد و بنابراین، نتایج مطالعات پیشین قابل‌تعمیم به این بخش نیست.

براین‌اساس، نوآوری پژوهش حاضر در دو جنبه قابل‌تبیین است: نخست، این پژوهش به طور مستقل به تحلیل پایداری قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن تهران با رویکرد حافظه بلندمدت پرداخته است و خلأ پژوهشی موجود در این حوزه را پر می‌کند. دوم، این پژوهش با لحاظ هم‌زمان سه تکانه کلیدی و مشخص کردن اثر متمایز همه‌گیری کووید-۱۹ بر پایداری قیمت مسکن، بینش‌های جدیدی برای سیاست‌گذاری در شرایط تکانه‌های اقتصادی و سیاسی ارائه می‌دهد که در پژوهش‌های پیشین مغفول مانده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. تصریح مدل و روش برآورد

یکی از عوامل مؤثر بر ارزیابی صحیح پایداری، وجود شکست‌های ساختاری^۱ در سری زمانی^۲ است. نادیده‌گرفتن این شکست‌ها می‌تواند نتایج آزمون‌های ریشه واحد^۳ را دچار تورش کرده و منجر به نتیجه‌گیری نادرست درباره پایداری واقعی سری شود (Hassler & Wolters, 1994). ازسوی دیگر، بخش عمده مطالعات پایداری، متغیرها را صرفاً در قالب فرایندهای $I(0)$ و $I(1)$ بررسی کرده‌اند، درحالی‌که شواهد تجربی نشان می‌دهد بسیاری از متغیرهای اقتصادی رفتاری پیچیده‌تر از این دو حالت دارند (Henry & Zaffaroni, 2002). در این راستا، مفهوم انباشتگی کسری^۴ که توسط گرنجر و جوو (۱۹۸۰) و هاسکینگ (۱۹۸۱) معرفی شد، امکان برآورد درجه انباشتگی (d) را در مدل‌های خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری (ARFIMA) فراهم می‌کند و چارچوبی مناسب برای سنجش حافظه بلندمدت، پایداری و بازگشت به میانگین در سری‌های زمانی ارائه می‌دهد. این رویکرد به‌جای طبقه‌بندی سری‌های زمانی به مانا $I(0)$ یا نامانا $I(1)$ ، به متغیر اجازه می‌دهد تا دارای درجه انباشتگی کسری (d) باشد. در این چارچوب، اگر $0 < d < 0.5$ باشد، فرایند دارای حافظه بلندمدت مانا بوده و به میانگین باز می‌گردد. اگر $0.5 \leq d < 1$ باشد، فرایند نامانا است؛ اما همچنان بازگشت آهسته به میانگین را نشان می‌دهد. اما در صورتی که $d \geq 1$ باشد، سری زمانی هم نامانا است و هم بازگشت به میانگین ندارد.

1. Structural Breaks
2. Time Series
3. Unit Root Tests
4. Fractional Integration

در تحلیل سری‌های زمانی، پیش‌فرض بنیادین بر ایستایی متغیرهای مدل استوار است. در مواجهه با سری‌های زمانی نا ایستا، تفاضل‌گیری به‌عنوان یک روش استاندارد برای تبدیل آن‌ها به سری‌های ایستا مورد استفاده قرار می‌گیرد. این ملاحظه به‌ویژه در مدل‌سازی متغیرهای اقتصادی مانند قیمت مسکن از اهمیت بالایی برخوردار است، چرا که نوسانات و روندهای بلندمدت در این بازار غالباً منجر به نا ایستا بودن سری‌های قیمتی می‌شوند. هدف اصلی در مدل‌سازی سری‌های زمانی قیمت مسکن، دستیابی به مدل‌هایی ساده با حداقل تعداد پارامتر است که درعین‌حال، از توان توضیح‌دهندگی و پیش‌بینی بالایی برخوردار باشند. با این حال، اعمال نادرست تفاضل‌گیری می‌تواند نتایج را به شدت تحت‌تأثیر قرار دهد. کم تفاضل‌گیری، یعنی عدم اعمال تفاضل‌گیری کافی در سری‌های نا ایستا و بیش تفاضل‌گیری یعنی اعمال تفاضل‌گیری بیش از حد نیاز، منجر به نتایج تورش‌دار و پیش‌بینی‌های نادرست می‌شود. این ملاحظات، بر لزوم انجام آزمون‌های ایستایی دقیق و انتخاب آگاهانه مرتبه تفاضل‌گیری در فرایند مدل‌سازی قیمت مسکن تأکید دارد تا از اعتبار و دقت نتایج اطمینان حاصل شود.

با این حال، مطالعات نشان داده است که دسته‌های دیگری از نا ایستایی وجود دارند که در آن‌ها تکانه‌ها به‌کندی جذب می‌شوند و اثرات طولانی‌مدت دارند. این مشاهدات منجر به بررسی مفهوم حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی شد. برای مدل‌سازی فرایندهای دارای حافظه بلندمدت، از مدل‌های ARFIMA استفاده می‌شود که تعمیمی از مدل‌های ARIMA هستند. مدل ARFIMA به‌عنوان یک چارچوب اقتصادسنجی، امکان بررسی وجود و درجه حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی اقتصادی، به‌ویژه پویایی قیمت‌ها را فراهم می‌آورد. برخلاف مدل‌های ARIMA که تنها وابستگی کوتاه‌مدت را در نظر می‌گیرند، ARFIMA قادر است وابستگی‌های کسری و بلندمدت را که مشخصه بسیاری از پدیده‌های اقتصادی هستند، بررسی کند. این مدل امکان تحلیل این موضوع را فراهم می‌سازد که آیا یک تکانه در قیمت‌ها دارای اثرات گذرا بوده یا اینکه تأثیرات آن به‌طور پایدار در طول زمان باقی می‌ماند و بر سطوح آتی قیمت اثر می‌گذارد. به این ترتیب، ARFIMA ابزاری ارزشمند برای تشخیص الگوهای پایداری در تغییرات قیمت و درک میزان ماندگاری اثرات تکانه‌های اقتصادی است؛ بنابراین در حالت کلی در خصوص دلایل انتخاب مدل ARFIMA می‌توان موارد زیر را بیان نمود:

- مدل‌های ARIMA سنتی تنها دو حالت $I(0)$ (ایستا) و $I(1)$ (نا ایستا با ریشه واحد) را در نظر می‌گیرند، درحالی‌که ARFIMA امکان برآورد درجه انباشتگی کسری (d) را فراهم می‌کند و طیف وسیع‌تری از رفتارهای پایداری (از جمله حافظه بلندمدت با بازگشت به میانگین در $0 < d < 0.5$) را پوشش می‌دهد (Granger & Joyeux, 1980; Hosking, 1981)؛ بنابراین، دلیل استفاده از مدل‌های $ARFIMA(p,d,q)$ آن است که کاهش تدریجی (هذلولی شکل) تابع خودهمبستگی (ρ) که مشخصه اصلی فرایندهای با حافظه بلندمدت است، توسط پارامتر d در مدل لحاظ شود.

- بر اساس مبانی نظری و ویژگی‌های ساختاری بازار مسکن (هزینه‌های بالای معاملاتی، نقدشوندگی پایین، چسبندگی قیمت‌ها و...) انتظار می‌رود که سری قیمت مسکن دارای حافظه بلندمدت باشد که با مدل‌های ARFIMA قابل‌شناسایی و اندازه‌گیری است.

- برخلاف مدل‌های هم‌انباشتگی که برای روابط بلندمدت بین چند متغیر طراحی شده‌اند، هدف این پژوهش بررسی رفتار تک‌متغیره قیمت مسکن است. در این راستا، مطالعات پیشین (Gil-Alana et al., 2013, 2014, 2016, 2020 Payne & Gil-Alana, 2020) نیز از مدل ARFIMA به‌عنوان روش استاندارد برای تحلیل پایداری قیمت مسکن استفاده کرده‌اند.

- مدل‌های GARCH و FIGARCH برای مدل‌سازی حافظه بلندمدت در نوسانات (واریانس شرطی) طراحی شده‌اند و نه در سطح قیمت، بنابراین برای هدف پژوهش حاضر (بررسی پایداری سطح قیمت) مناسب نیستند. از این‌رو، یک فرایند ARFIMA به‌صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود (Palma, 2007).

$$\phi(L)y_t = \theta(L)(1-L)^{-d}u_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)، Y_t نشان‌دهنده سری زمانی مشاهده‌شده، $\phi(L) = 1 + \phi_1 L + \dots + \phi_p L^p$ و $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q$ به ترتیب عملگرهای AR و MA هستند. $\phi(L)$ و $\theta(L)$ ریشه مشترک ندارند. $(1-L)^{-d}$ یک عملگر تفاضل کسری است که توسط بسط دو جمله‌ای تعریف می‌شود.

$$(1-L)^{-d} = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j L^j = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{d}{j} (-1)^j L^j = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2} L^2 - \dots, \quad (2)$$

بنابراین برای سری قیمت مسکن داریم:

$$(1-L)^d P_t = P_t - dP_{t-1} + \frac{d(d-1)}{2} P_{t-2} - \dots, \quad (3)$$

در رابطه (۳)، P_t قیمت مسکن است. با افزودن متغیر d به رابطه (۳)، می‌توان به اهمیت میزان پایداری قیمت مسکن پی‌برد؛ چرا که این متغیر، سطح وابستگی در سری قیمت را نشان می‌دهد. مقدار بالاتر d حاکی از پیوستگی و ماندگاری بیشتر بین مشاهدات است. به عبارتی متغیر d در مدل ARFIMA شاخصی جهت سنجش درجه ماندگاری و تداوم اثر تکانه‌ها بر قیمت‌ها است. مقدار d نشان می‌دهد که آیا تکانه‌های قیمتی دارای حافظه کوتاه‌مدت بوده یا برای مدت طولانی بر قیمت‌های آینده تأثیر می‌گذارند. مدل ARFIMA مدل‌های ایستا ($d=0$) و مدل‌های نا ایستا ($d=1$) را به‌عنوان حالات خاص در بر می‌گیرد. علاوه بر این، در صورتی که d در بازه $(0.5, 1)$ قرار داشته باشد، امکان بررسی حالات نا ایستا با خاصیت بازگشت به میانگین نیز فراهم می‌شود.

برای تخمین پارامتر (d) از روش حداکثر درست‌نمایی (MLE)، مطابق با رویکرد ساوول (۱۹۹۲)، استفاده می‌شود. تابع درست‌نمایی برای یک مدل ARFIMA بر اساس تابع چگالی احتمال توزیع متغیر تصادفی سری زمانی ساخته می‌شود. با فرض نرمال بودن پسماندها در مدل، تابع درست‌نمایی شامل جملاتی مربوط به واریانس پسماندها و تعیین‌کننده ماتریس کوواریانس سری زمانی است که خود تابعی از پارامتر انباشتگی کسری (d) و ضرایب AR و MA است. الگوریتم‌های بهینه‌سازی عددی برای یافتن مقادیری از پارامترها به کار گرفته می‌شوند که مقدار این تابع درست‌نمایی را بیشینه کنند. ساوول (۱۹۹۲) چارچوب نظری و روش برآورد MLE برای مدل‌های ARFIMA را به طور جامع ارائه کرده است. این مطالعه نشان می‌دهد که برآوردهای MLE برای پارامترهای ARFIMA، دارای خواص مجانبی مطلوبی مانند سازگاری و توزیع نرمال مجانبی هستند.

با افزودن متغیرهای موهومی مربوط به تکانه‌های ساختاری و با در نظر گرفتن $(y_t = P_t)$ ، مدل نهایی پژوهش به صورت رابطه (۴) خواهد بود.

$$(1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p)(1 - L)^d (y_t - \mu - \beta_1 D_1 - \beta_2 D_2 - \beta_3 D_3) = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q) \varepsilon_t \quad (4)$$

که در آن، P_t نشان‌دهنده قیمت حقیقی مسکن در زمان t است. μ میانگین سری زمانی است. d پارامتر انباشتگی کسری (درجه حافظه بلندمدت) است. $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$ ضرایب جزء خودرگرسیون از مرتبه p هستند. $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ ضرایب جزء میانگین متحرک از مرتبه q هستند. L عملگر وقفه و ε_t جمله خطای سفید با میانگین صفر و واریانس ثابت σ^2 است. D_1 متغیر موهومی مربوط به خروج آمریکا از برجام، D_2 متغیر موهومی مربوط به همه‌گیری کووید-۱۹ و جهش ارزی و D_3 متغیر موهومی مربوط به افزایش شدید قیمت مسکن در سال ۱۴۰۱ هستند. $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ نیز ضرایب مربوط به متغیرهای موهومی که اثر هر تکانه را اندازه‌گیری می‌کنند.

هدف پژوهش حاضر بررسی پایداری قیمت مسکن در شهر تهران با استفاده از مدل ARFIMA است. داده‌های قیمت مسکن در شهر تهران برای دوره زمانی فروردین ۱۳۹۵ تا مرداد ۱۴۰۳ از گزارش تحولات بازار مسکن شهر تهران که ماهانه توسط بانک مرکزی منتشر می‌شود، استخراج شده‌اند. در این پژوهش، تحلیل‌ها برای دو سری زمانی انجام شده است: قیمت اسمی مسکن (میانگین قیمت هر مترمربع) و قیمت واقعی مسکن که با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) خانوارهای شهری تعدیل گردیده است. این رویکرد امکان مقایسه رفتار پایداری قیمت‌ها در سری اسمی و واقعی و ارزیابی نقش تورم در ماندگاری تکانه‌ها را فراهم می‌کند. همچنین برآوردها با استفاده از نرم‌افزار استاتا^۱ انجام شده است. در خصوص دلیل انتخاب دوره زمانی پژوهش باید بیان نمود که:

- دسترسی به داده‌های ماهانه و قابل اطمینان قیمت مسکن تهران از گزارش بانک مرکزی در این بازه زمانی امکان‌پذیر بوده است.

- این دوره شامل سه تکانه کلیدی و بی‌سابقه در اقتصاد ایران است که عبارت‌اند از: خروج آمریکا از برجام (۱۳۹۷)، همه‌گیری کووید-۱۹ و جهش ارزی (۱۳۹۹)، و افزایش بی‌سابقه قیمت مسکن (۱۴۰۱).

- این دوره، نمایانگر شرایط خاص اقتصاد ایران در یک دهه اخیر است که با نوسانات شدید ارزی، تحریم‌های بین‌المللی و شوک‌های همه‌گیری همراه بوده و می‌تواند بینش‌های ارزشمندی برای سیاست‌گذاری در شرایط مشابه ارائه دهد.

۲-۳. معرفی متغیرها و منابع داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل داده‌های سری زمانی قیمت مسکن در شهر تهران و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)^۲ خانوارهای شهری استان تهران است. جدول (۱) شرح متغیرها، نحوه محاسبه و منابع داده‌ها را نشان می‌دهد.

1. Stata18

2. Consumer price index

جدول ۱: شرح متغیرها و منابع داده‌ها

نام متغیر	نماد	تعریف و نحوه محاسبه	منبع داده
قیمت اسمی مسکن	P_nominal	متوسط قیمت هر مترمربع واحد مسکونی در تهران	گزارش تحولات بازار مسکن شهر تهران - بانک مرکزی
شاخص قیمت مصرف‌کننده	CPI	شاخص قیمت مصرف‌کننده خانوارهای شهری استان تهران (سال پایه ۱۳۹۵=۱۰۰)	بانک مرکزی
قیمت حقیقی مسکن	P_real	قیمت اسمی مسکن تقسیم بر شاخص قیمت مصرف‌کننده	محاسبه شده توسط پژوهشگر
متغیر موهومی خروج آمریکا از برجام (قیمت واقعی)	DUM1397	برای دوره فروردین ۱۳۹۵ تا مرداد ۱۳۹۷ برابر صفر و پس از آن برابر یک	محاسبه شده توسط پژوهشگر
متغیر موهومی کووید ۱۹ (قیمت واقعی)	DUM1399	برای دوره فروردین ۱۳۹۵ تا اردیبهشت ۱۳۹۹ برابر صفر و پس از آن برابر یک	محاسبه شده توسط پژوهشگر
متغیر موهومی افزایش قیمت‌ها در سال ۱۴۰۱ (قیمت واقعی)	DUM1401	برای دوره فروردین ۱۳۹۵ تا دی ۱۴۰۱ برابر صفر و پس از آن برابر یک	محاسبه شده توسط پژوهشگر
متغیر موهومی خروج آمریکا از برجام (قیمت اسمی)	DUM1397	برای دوره فروردین ۱۳۹۵ تا آبان ۱۳۹۷ برابر صفر و پس از آن برابر یک	محاسبه شده توسط پژوهشگر
متغیر موهومی کووید ۱۹ (قیمت اسمی)	DUM1399	برای دوره فروردین ۱۳۹۵ تا تیر ۱۳۹۹ برابر صفر و پس از آن برابر یک	محاسبه شده توسط پژوهشگر
متغیر موهومی افزایش قیمت‌ها در سال ۱۴۰۱ (قیمت اسمی)	DUM1401	برای دوره فروردین ۱۳۹۵ تا بهمن ۱۳۹۷ برابر صفر و پس از آن برابر یک	محاسبه شده توسط پژوهشگر

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. یافته‌های پژوهش

بازار مسکن تهران به‌عنوان یکی از مهم‌ترین و پویاترین بازارهای دارایی در ایران، همواره تحت‌تأثیر عوامل کلان اقتصادی، سیاست‌های پولی و مالی و تکانه‌های سیاسی و بین‌المللی قرار داشته است. در دهه اخیر، قیمت مسکن در تهران روندی صعودی و همراه با نوسانات شدید را تجربه کرده است. عوامل متعددی از جمله رشد نقدینگی، افزایش نرخ ارز، انتظارات تورمی، رشد جمعیت و شهرنشینی و محدودیت‌های سمت عرضه (کمبود زمین، هزینه‌های بالای ساخت و فرایندهای زمان‌بر صدور مجوز) از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر این روند بوده‌اند. به‌ویژه، سه تکانه کلیدی خروج آمریکا از برجام (۱۳۹۷)، همه‌گیری کووید-۱۹ (۱۳۹۹) و جهش شدید قیمت مسکن در سال ۱۴۰۱، نقش بسزایی در تغییر روند و تشدید نوسانات این بازار داشته‌اند. باتوجه‌به سهم بالای مسکن در سبد هزینه‌های خانوارهای شهری، شناخت رفتار قیمت‌ها و پایداری آن در مواجهه با این تکانه‌ها، از اهمیت راهبردی برخوردار است. جدول (۲) مهم‌ترین آمارهای توصیفی قیمت مسکن تهران را نشان می‌دهد.

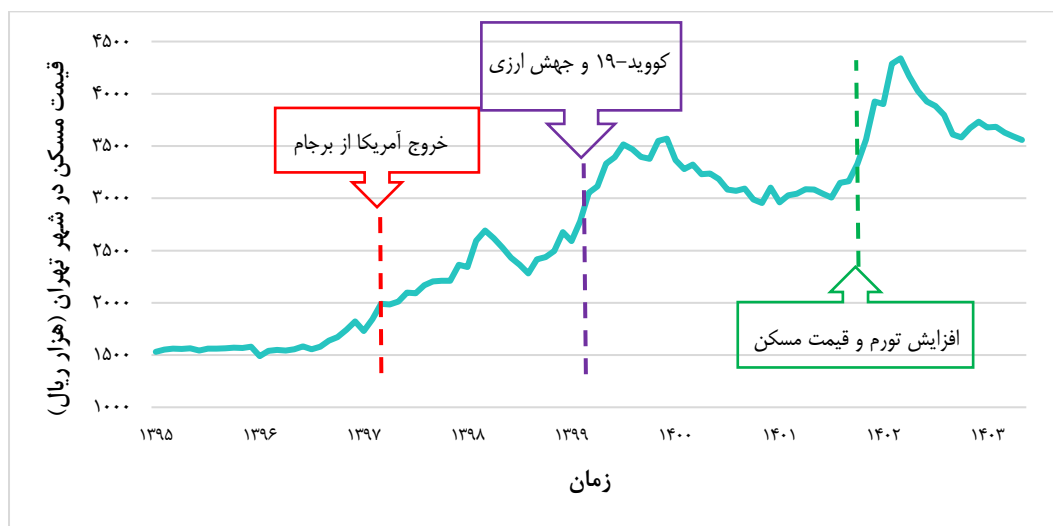
جدول ۱: آمار توصیفی قیمت مسکن تهران (فروردین ۱۳۹۵ تا مرداد ۱۴۰۳)

شاخص آماری	میانگین قیمت هر مترمربع (هزار ریال)	انحراف معیار	حداقل قیمت (هزار ریال)	حداکثر قیمت (هزار ریال)	ضریب تغییرات	تعداد مشاهدات
مقدار	۲۸۹۲۹۸	۲۶۴۲۶۸	۴۲۱۸۷	۸۸۵۰۰۰	۰/۹۱	۱۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

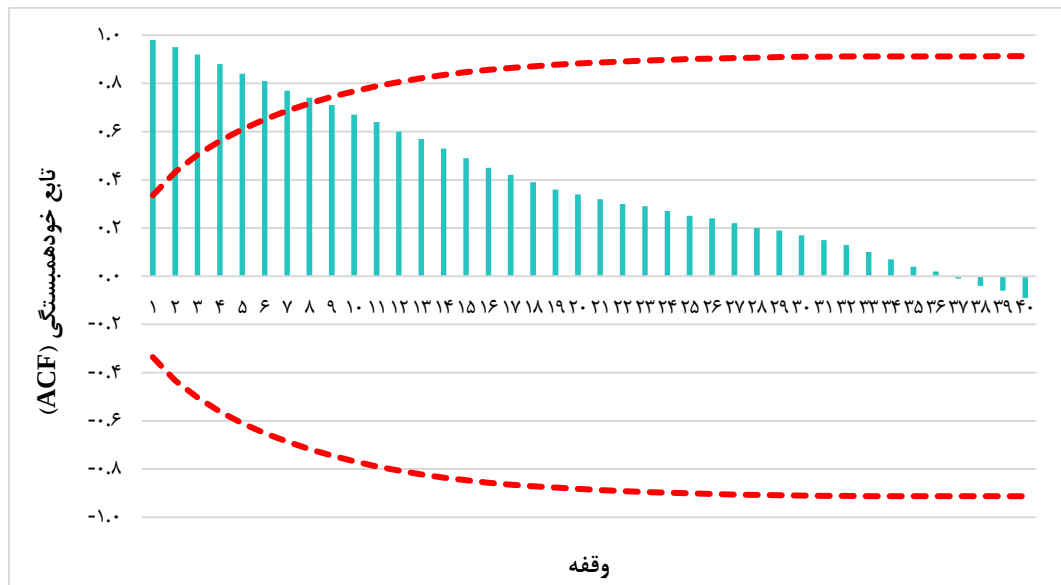
بر اساس آمار توصیفی جدول (۲)، میانگین قیمت هر مترمربع مسکن تهران در این دوره ۲۸۹,۲۹۸ هزار ریال بوده، اما انحراف معیار ۲۶۴,۲۶۸ هزارریالی و ضریب تغییرات ۰/۹۱، حاکی از نوسانات شدید و پراکندگی بالای قیمت‌ها حول میانگین است. دامنه تغییرات از حداقل ۴۲,۱۸۷ تا حداکثر ۸۸۵,۰۰۰ هزار ریال، بیانگر شکاف عمیق قیمتی در این بازار و تأثیرپذیری آن از تکانه‌های مختلف اقتصادی و سیاسی در طول دوره مورد بررسی است.

در ادامه، رفتار میانگین قیمت هر مترمربع مسکن تهران در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۵ تا مرداد ۱۴۰۳ مورد بررسی قرار گرفته است که روند آن در شکل (۱) نشان داده شده است. شکل (۱) بیانگر سه دوره جهش قیمتی یا تغییر روند شاخص را به وضوح نشان می‌دهد که می‌توانند به عنوان شکست‌های ساختاری مهم تلقی شوند. در ابتدای دوره مورد بررسی (سال‌های ۱۳۹۵ و ۱۳۹۶) میانگین قیمت هر مترمربع مسکن تهران یک‌روند نسبتاً باثباتی را تجربه می‌کند. با نزدیک شدن به سال ۱۳۹۷ و پس از خروج آمریکا از برجام در اردیبهشت ۱۳۹۷، شکل (۱) یک جهش در قیمت مسکن را نشان می‌دهد. این شکست، نشان‌دهنده واکنش بازار مسکن به تکانه‌های اقتصادی ناشی از تحریم‌ها، افزایش نرخ ارز و انتظارات تورمی است. به نظر می‌رسد در ابتدای سال ۱۳۹۹، بازار مسکن با یک شکست ساختاری دیگر مواجه می‌شود. در این دوره، همه‌گیری کووید-۱۹ و اثرات اقتصادی آن، در کنار جهش‌های پی‌درپی نرخ ارز، منجر به تشدید روند صعودی قیمت هر مترمربع مسکن می‌شود. شکل (۱) یک جهش بزرگ و چشمگیر دیگر را در سال ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. در این دوره، جهش مجدد نرخ ارز به عنوان عامل اصلی، در کنار حذف ارز ترجیحی، افزایش قیمت نهاده‌های ساختمانی و اوج‌گیری تورم عمومی، موجب تشدید روند صعودی قیمت هر مترمربع مسکن شد.



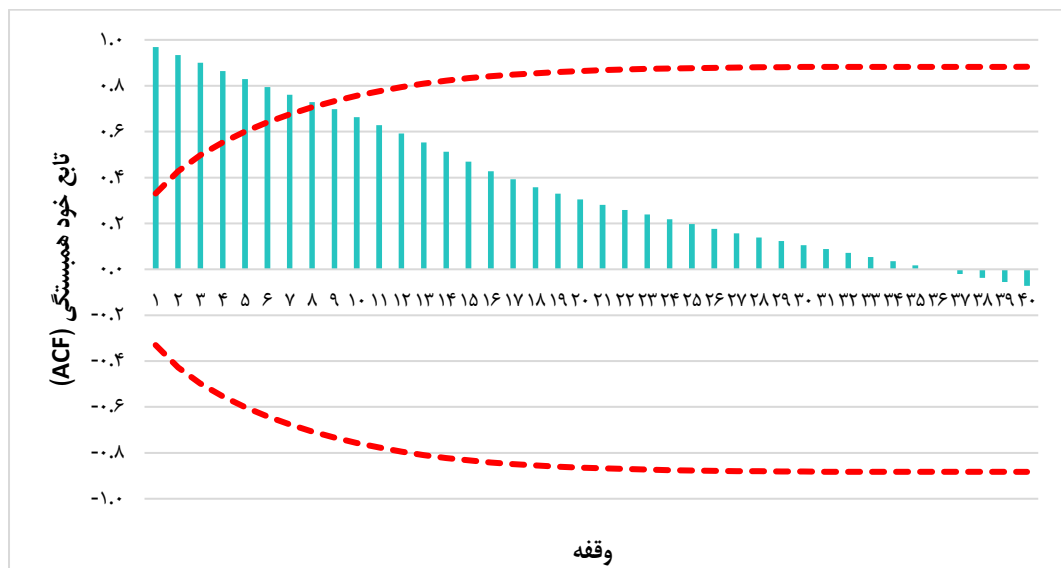
شکل ۱: رفتار میانگین قیمت واقعی هر مترمربع مسکن تهران در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۵ تا مرداد ۱۴۰۳

در ابتدا، برای بررسی ساختار وابستگی زمانی قیمت مسکن به مقادیر گذشته خود، از تابع خودهمبستگی (ACF)^۱ استفاده شد. از این رو، تابع خودهمبستگی قیمت واقعی هر مترمربع مسکن در تهران در شکل (۲) و تابع خودهمبستگی قیمت اسمی هر مترمربع مسکن در شکل (۳) ارائه شده است.



شکل ۲: تابع خودهمبستگی (ACF) قیمت واقعی هر مترمربع مسکن تهران

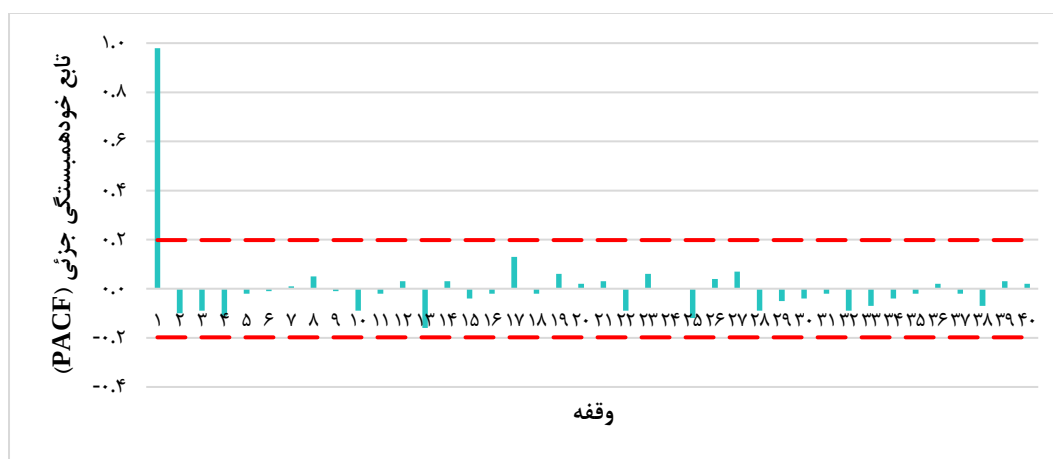
منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۳: تابع خودهمبستگی (ACF) قیمت اسمی هر مترمربع مسکن تهران

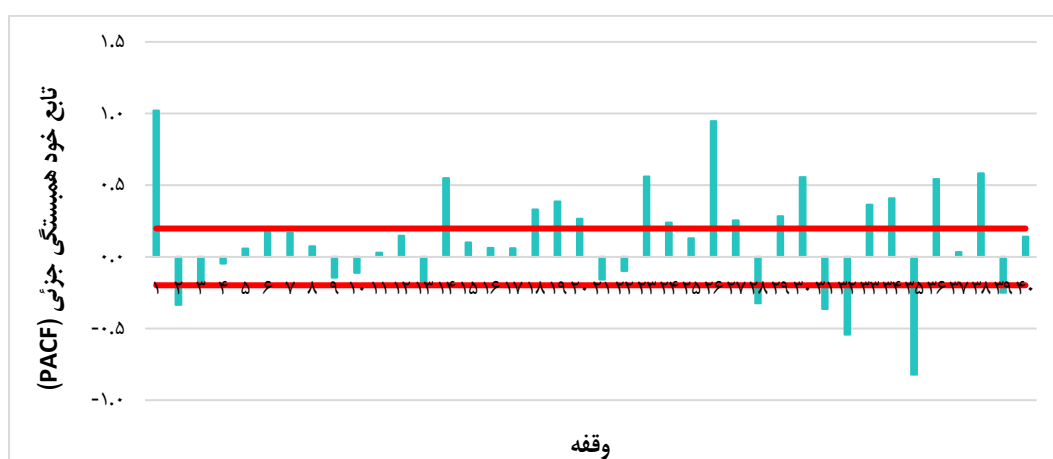
منبع: یافته‌های پژوهش

شکل‌های (۲) و (۳) توابع خودهمبستگی (ACF) را تا ۴۰ دوره زمانی (وقفه) نشان می‌دهند. باتوجه به ماهانه بودن داده‌ها، این تعداد وقفه امکان بررسی بیش از سه سال از وابستگی‌های زمانی سری‌ها را فراهم کرده و برای شناسایی الگوهای حافظه بلندمدت و پایداری مناسب است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضرایب خودهمبستگی در وقفه‌های اولیه برای هر دو سری بسیار بزرگ و مثبت بوده و با شیب ملایم به سمت صفر کاهش می‌یابند. این الگو بیانگر نا ایستایی و وجود حافظه بلندمدت در هر دو سری قیمت واقعی و اسمی مسکن در تهران است؛ بنابراین، تکانه‌های وارد شده بر قیمت مسکن آثار ماندگاری داشته و استفاده از مدل ARFIMA برای مدل‌سازی این رفتار مناسب به نظر می‌رسد. برای تعیین مرتبه‌های p و q ، ابتدا تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) تا ۴۰ وقفه بررسی شد و بیرون‌زدگی‌های معنادار آن به‌عنوان مبنایی برای تعیین حداکثر مرتبه اجزای AR و MA مورد استفاده قرار گرفت.



شکل ۴: تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) قیمت واقعی هر مترمربع مسکن تهران

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۵: تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) قیمت اسمی هر مترمربع مسکن تهران

منبع: یافته‌های پژوهش

تابع خودهمبستگی جزئی قیمت واقعی هر مترمربع مسکن در تهران در شکل (۴) و تابع خودهمبستگی جزئی قیمت اسمی هر مترمربع مسکن در شکل (۵) ارائه شده است. باتوجه به مشاهده دو بیرون‌زدگی معنادار در سری قیمت واقعی و یک بیرون‌زدگی معنادار در سری قیمت اسمی، مجموعه‌ای از مدل‌های $ARFIMA(p,d,q)$ برآورد شد. برای قیمت واقعی، تمام ترکیبات $p, q = 0, 1$ و برای قیمت اسمی، تمام ترکیبات $p, q = 0, \dots, 2$ با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی (MLE) و با برآورد هم‌زمان پارامتر d تخمین زده شدند. در نهایت، مدلی که کمترین مقادیر AIC و BIC را داشت، به‌عنوان مدل نهایی انتخاب شد.

بررسی ایستایی متغیرها گام مهمی در تحلیل متغیرهای سری زمانی است. برای بررسی ایستایی سری‌های زمانی قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن در تهران، از آزمون‌های دیکی - فولر تعمیم‌یافته و KPSS استفاده شد. باتوجه به وجود روند زمانی در نمودار قیمت مسکن تهران و اهمیت آن، برای آزمون ایستایی سری زمانی قیمت مسکن، از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF) هم با روند و هم بدون روند استفاده شد که نتایج با در نظر گرفتن روند گزارش شد. باتوجه به احتمال وجود شکست‌های ساختاری ناشی از تکانه‌های مختلف در بازار مسکن تهران، آزمون زیووت - اندروز^۱ نیز برای شناسایی ریشه‌های واحد در حضور شکست ساختاری مورد استفاده قرار گرفت. این آزمون با هر سه نوع شکست ساختاری (در عرض از مبدأ، در روند، و در هر دو) اجرا گردید، اما از آنجاکه نتایج نهایی تفاوت معنی‌داری نداشت، نتیجه با شکست در هر دو (عرض از مبدأ و روند) ارائه شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌های ایستایی در جدول (۳) ارائه شده است. باتوجه به اینکه فرض صفر در آزمون ADF وجود ریشه واحد و در آزمون KPSS ایستایی سری زمانی است، نتایج هر دو آزمون بیانگر وجود ریشه واحد و در نتیجه نا ایستایی در سطح متغیرهای قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن هستند. در پژوهش حاضر، مدل $ARFIMA(p, d, q)$ به‌جای تفاضل‌گیری سنتی، مستقیماً بر روی سطح داده‌های قیمت اسمی و واقعی مسکن اجرا شد. این رویکرد باهدف تخمین ضریب انباشتگی کسری (d)، محدودیت آزمون‌های ریشه واحد کلاسیک را مرتفع می‌سازد. بدین ترتیب، ضمن جلوگیری از بیش تفاضل‌گیری، امکان شناسایی دقیق حافظه بلندمدت و طیف وسیعی از رفتارهای پایداری فراهم گردیده است.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته، KPSS و زیووت - اندروز

نتیجه آزمون	زیووت - اندروز	KPSS		دیکی فولر تعمیم‌یافته		آزمون در	متغیر
		احتمال	آماره	احتمال	آماره		
I(1)	-۲/۲۴	۰/۰۰	۶/۲۶***	۰/۷۵	-۱/۰۸	سطح	قیمت واقعی هر مترمربع مسکن تهران
-	۵/۴۸**	۰/۱۲	۱/۰۷	۰/۰۰	-۷/۸۵***	تفاضل مرتبه اول	
I(1)	-۳/۴۶	۰/۰۰	۵/۲۳***	۰/۷۸	-۰/۶۱	سطح	قیمت اسمی هر مترمربع مسکن تهران
-	۵/۵۸**	۰/۱۱	۱/۱۶	۰/۰۱	-۳/۳۴***	تفاضل مرتبه اول	

*** و ** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور بررسی جامع‌تر ایستایی و باتوجه‌به ماهیت ماهانه داده‌ها و احتمال وجود الگوهای دوره‌ای در بازار مسکن، از آزمون ریشه واحد BM استفاده شد. نتایج این آزمون الگوهای پایداری متفاوت و پیچیده‌تری را در قیمت واقعی و اسمی مسکن تهران آشکار می‌کند. نتایج آزمون ارائه شده در جدول (۴) و مقایسه آماره‌های محاسبه شده با مقادیر بحرانی ۵ درصد نشان می‌دهد که برای هر دو سری زمانی قیمت مسکن آماره t_1 در فراوانی صفر (مربوط به ریشه واحد غیردوره‌ای) در سطح معنی‌داری ۵ درصد، کفایت لازم برای رد فرضیه صفر (وجود ریشه واحد غیردوره‌ای) را ندارد. همچنین در فراوانی‌های دوره‌ای π ، $\pi/2$ ، $\pi/3$ و $\pi/6$ آماره‌های آزمون قادر به رد فرضیه صفر (وجود ریشه واحد دوره‌ای) نیستند که این امر وجود ریشه‌های واحد دوره‌ای را برای هر دو سری تأیید می‌کند. این یافته حاکی از آن است که پویایی‌های قیمت مسکن در فرکانس‌های دوره‌ای نیز دارای نا ایستایی هستند و تکانه‌های وارده بر این فرکانس‌ها، اثرات ماندگار و دائمی بر قیمت مسکن خواهند داشت. به عبارت دیگر، وجود ریشه‌های واحد دوره‌ای مانع از شکل‌گیری یک‌روند پایدار و ایستا می‌شود. این نا ایستایی دوره‌ای می‌تواند ناشی از عواملی چون افزایش تقاضا در فصول جابه‌جایی (بهار و تابستان) و تغییرات دوره‌ای عرضه در پایان سال (تکمیل پروژه‌ها) باشد.

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد BM

فراوانی	فرض صفر	آزمون	قیمت واقعی هر متر مربع مسکن تهران	قیمت اسمی هر متر مربع مسکن تهران	مقدار بحرانی (۵ درصد)
0	$\pi_1 = 0$	t_1	-۲/۱۹	۰/۳۴	-۳/۱۱
π	$\pi_2 = 0$	t_2	-۱/۶۵	-۱/۵۳	-۲/۵۹
$\pi/2$	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	$F_{3,4}$	۵/۱۵	۴/۸۳	۵/۵۳
$2\pi/3$	$\pi_5 = \pi_6 = 0$	$F_{5,6}$	۶/۸۲	۸/۸۰	۵/۵۳
$\pi/3$	$\pi_7 = \pi_8 = 0$	$F_{7,8}$	۴/۱۴	۴/۴۱	۵/۵۳
$5\pi/6$	$\pi_9 = \pi_{10} = 0$	$F_{9,10}$	۹/۹۷	۵/۵۵	۵/۵۳
$\pi/6$	$\pi_{11} = \pi_{12} = 0$	$F_{11,12}$	۵/۲۴	۳/۹۹	۵/۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور کنترل آثار دوره‌ای بر پایداری قیمت مسکن، ابتدا الگوی نوسانات ماهانه قیمت مسکن تهران مورد بررسی قرار گرفت. علی‌رغم وجود ۱۱ وقفه ماهانه، به دلیل جلوگیری از مشکل تعدد پارامترها و کاهش درجات آزادی که منجر به عدم معنی‌داری آماری ضرایب می‌گردد، بر مبنای تحلیل نمودار رفتار دوره‌ای، مشخص گردید که بیشترین انحرافات دوره‌ای متمرکز بر بازه‌های فروردین تا خرداد و تیر تا شهریور ماه است؛ لذا، دو متغیر موهومی برای فروردین تا خرداد و تیر تا شهریور تعریف و در مدل لحاظ گردید. این بازتعریف، علاوه بر بهبود معنی‌داری آماری ضرایب، منجر به بهینه‌سازی معیارهای اطلاعاتی و تقویت اعتبار آزمون‌های تشخیصی مدل نهایی گردید.

تحلیل جامع ایستایی، هم‌راستایی نتایج آزمون‌های مختلف را تأیید می‌کند. آزمون‌های ADF و KPSS وجود ریشه واحد غیردوره‌ای را تأیید کردند. نتایج آزمون ماهانه BM این یافته را تکمیل کرده و علاوه بر تأیید ریشه واحد غیردوره‌ای، نشان می‌دهد که ریشه‌های واحد در فرکانس‌های دوره‌ای نیز وجود دارند. این هم‌راستایی، لزوم استفاده از مدل ARFIMA را تأیید می‌کند؛ چرا که نه تنها باید نا ایستایی بلندمدت بلکه وابستگی‌های دوره‌ای ماندگار نیز در مدل‌سازی لحاظ گردند تا برآورد ضریب انباشستگی دچار تورش نگردد.

به‌منظور بررسی وجود شکست‌های ساختاری و تعیین زمان وقوع آن‌ها در سری‌های زمانی قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن تهران، از آزمون Bai-Perron استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که هر دو سری زمانی دارای سه شکست ساختاری هستند، اما زمان وقوع این شکست‌ها در دو سری کاملاً یکسان نیست. برای سری قیمت واقعی، شکست‌ها در مرداد ۱۳۹۷، اردیبهشت ۱۳۹۹ و دی ۱۴۰۱ شناسایی شد که به ترتیب با خروج آمریکا از برجام، همه‌گیری کووید-۱۹ و افزایش شدید قیمت مسکن در سال ۱۴۰۱ هم‌زمان است. در مقابل، برای سری قیمت اسمی، آزمون Bai-Perron شکست‌های ساختاری را در آبان ۱۳۹۷، تیر ۱۳۹۹ و بهمن ۱۴۰۱ شناسایی کرد. براین‌اساس، متغیرهای موهومی متناظر با هر یک از این شکست‌ها تعریف و در برآورد مدل‌های ARFIMA لحاظ شدند. این شکست‌ها با رخدادهای خروج آمریکا از برجام، همه‌گیری کووید-۱۹ و افزایش شدید قیمت مسکن (دی‌ماه ۱۴۰۱) منطبق بود. براین‌اساس، برای هر یک از شکست‌های شناسایی‌شده، یک متغیر موهومی تعریف شد؛ به‌گونه‌ای که در دوره‌های قبل از وقوع شکست مقدار آن صفر و از تاریخ وقوع شکست به بعد مقدار آن یک در نظر گرفته شد و این متغیرها در برآورد مدل‌های ARFIMA وارد شدند.

جدول ۵: نتایج برآورد الگوی ARFIMA(p,d,q) درجه انباشستگی برای قیمت واقعی هر مترمربع مسکن

متغیرها	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷
ضریب AR(1)	۰/۹۳*** (۱۵/۸۵)	۰/۹۳*** (۱۶/۵۴)	۰/۹۳*** (۱۸/۶۳)	۰/۹۳*** (۱۶/۵۵)	۰/۹۳*** (۱۹/۱۰)	۰/۹۳*** (۱۷/۲۱)	۰/۹۳*** (۱۹/۲۶)
DUM123	-۸۰/۷۹*** (-۲/۹۱)	-۸۱/۵۶*** (-۲/۹۶)	-۷۸/۱۶*** (-۲/۷۹)	-۸۲/۶۹*** (-۲/۹۸)	-۷۸/۹۳*** (-۲/۸۴)	-۸۳/۴۷*** (-۳/۰۳)	-۷۹/۹۶*** (-۲/۸۵)
DUM456	-۶۱/۱۰*** (-۲/۲۶)	-۶۱/۶۱*** (-۲/۲۹)	-۶۱/۵۲*** (-۲/۲۳)	-۶۲/۴۸*** (-۲/۳۱)	-۶۲/۰۸*** (-۲/۲۶)	-۶۲/۹۶*** (-۲/۳۴)	-۶۲/۸۵*** (-۲/۲۸)
DUM1397	۸۵/۸۳ (۰/۹۳)	۸۳/۹۱ (۰/۹۰)	۸۳/۶۳ (۰/۸۹)	-	۸۲/۳۴ (۰/۸۷)	-	-
DUM1399	۱۸۰/۷۵* (۱/۹۴)	۱۷۹/۵۵* (۱/۹۳)	-	۱۷۹/۳۴* (۱/۹۳)	-	۱۷۸/۳۵* (۱/۹۲)	-
DUM1401	۷۴/۹۲ (۰/۸۱)	-	۷۳/۶۱ (۰/۷۸)	۷۳/۲۱ (۰/۷۹)	-	-	۷۲/۲۷ (۰/۷۶)
پارامتر d	۰/۳۷*** (۳/۱۶)	۰/۳۸*** (۳/۴۲)	۰/۳۶*** (۳/۲۳)	۰/۳۸*** (۳/۲۴)	۰/۳۷*** (۳/۴۰)	۰/۳۹*** (۳/۵۰)	۰/۳۷*** (۳/۲۳)

متغیرها: ضریب متغیر موهومی ماهانه فروردین، اردیبهشت و خرداد (DUM123)، ضریب متغیر موهومی ماهانه تیر، مرداد و شهریور (DUM456)، ضریب متغیر موهومی خروج آمریکا از برجام (DUM1397)، ضریب متغیر موهومی کووید ۱۹ (DUM1399)، ضریب متغیر موهومی افزایش قیمت مسکن ۱۴۰۱ (DUM1401)

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t و $***$ ، $**$ و $*$ به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

جدول ۶: نتایج برآورد الگوی ARFIMA(p,d,q) درجه انباشتگی برای قیمت اسمی هر مترمربع مسکن

متغیرها	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	مدل ۷
ضریب AR(1)	۰/۹۸ (۶۹/۴۵)	۰/۹۸*** (۶۸/۲۱)	۰/۹۸*** (۶۹/۶۰)	۰/۹۸*** (۶۹/۷۶)	۰/۹۸*** (۶۸/۰۵)	۰/۹۸*** (۶۸/۵۳)	۰/۹۹*** (۷۰/۱۲)
DUM123	-۱۰۲/۷۹*** (-۲/۸۰)	-۱۰۳/۴۱*** (-۲/۸۷)	-۱۰۲/۲۴*** (-۲/۸۴)	-۱۰۱/۳۶*** (-۲/۷۹)	-۱۰۴/۴۱*** (-۲/۹۱)	-۱۰۳/۰۴*** (-۲/۵۸)	-۱۰۱/۳۶*** (-۲/۸۳)
DUM456	-۷۲/۳۶*** (-۲/۲۶)	-۷۲/۴۸*** (-۲/۰۳)	-۷۲/۹۵*** (-۲/۰۰)	-۷۱/۱۵*** (-۱/۹۸)	-۷۳/۷۲*** (-۲/۰۴)	-۷۲/۰۳*** (-۲/۰۱)	-۷۰/۱۹*** (-۱/۹۹)
DUM1397	۳۶/۵۴ (۰/۲۹)	۳۶/۷۲ (۰/۳۰)	۳۶/۴۰ (۰/۲۹)	- (۰/۲۹)	۳۶/۶۱ (۰/۲۹)	- (۰/۲۹)	- (۰/۲۹)
DUM1399	۷۲/۱۸ (۰/۰۶)	۴۸/۵۵ (۰/۰۴)	- (۰/۰۴)	۶۹/۵۹ (۰/۰۵)	- (۰/۰۵)	۴۵/۶۲ (۰/۰۳)	- (۰/۰۳)
DUM1401	۸۸/۷۷ (۰/۶۸)	- (۰/۶۸)	۸۷/۳۹ (۰/۶۸)	۸۸/۸۵ (۰/۶۸)	- (۰/۶۸)	- (۰/۶۸)	۸۸/۳۷ (۰/۶۹)
پارامتر d	۰/۴۳*** (۵/۷۵)	۰/۴۴*** (۶/۵۷)	۰/۴۳*** (۵/۸۵)	۰/۴۱*** (۵/۶۸)	۰/۴۳*** (۶/۵۵)	۰/۴۳*** (۶/۴۹)	۰/۴۲*** (۵/۸۱)

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t و ***, ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل ARFIMA برای قیمت واقعی و قیمت اسمی هر مترمربع مسکن در تهران در جدول‌های (۵) و (۶) ارائه شده است. در هر دو سری زمانی، ضریب خودرگرسیون مرتبه اول AR(1) در تمامی سناریوهای برآورد (مدل‌ها) مثبت و در سطح یک درصد معنادار است که بیانگر وابستگی قوی قیمت‌های جاری به مقادیر گذشته و وجود پویایی قابل‌توجه در بازار مسکن تهران است.

نتایج برآورد ضریب انباشتگی کسری (d) برای هر دو سری زمانی نشان می‌دهد مقدار این ضریب برای قیمت واقعی مسکن در تمامی سناریوها بین ۰/۳۶ تا ۰/۴۲ و برای قیمت اسمی مسکن بین ۰/۴۱ تا ۰/۴۴ قرار دارد. قرارگرفتن این مقادیر در بازه صفر تا نیم، بیانگر وجود حافظه بلندمدت و پایداری میان‌مدت در هر دو سری زمانی است؛ به این معنا که شوک‌های واردشده به بازار مسکن اگرچه به‌مرور زمان تعدیل می‌شوند، اما آثار آن‌ها با سرعتی پایین از بین می‌رود و برای دوره‌های طولانی در رفتار قیمت‌ها باقی می‌ماند. همچنین، بزرگ‌تر بودن ضریب انباشتگی در قیمت اسمی نسبت به قیمت واقعی نشان می‌دهد که ماندگاری شوک‌ها در قیمت اسمی بیشتر است؛ موضوعی که می‌تواند ناشی از تأثیر هم‌زمان تورم عمومی، رشد نقدینگی و شکل‌گیری انتظارات تورمی بر قیمت‌های اسمی مسکن باشد. از منظر اقتصادی، وجود حافظه بلندمدت در هر دو سری زمانی نشان می‌دهد که بازار مسکن تهران از پویایی‌های صرفاً کوتاه‌مدت تبعیت نمی‌کند، بلکه رفتار آن تحت تأثیر ویژگی‌های ساختاری بازار از جمله محدودیت عرضه، زمان‌بر بودن فرایند ساخت‌وساز، هزینه‌های بالای معاملات، نقش سرمایه‌ای مسکن و شکل‌گیری انتظارات تطبیقی قرار دارد؛ بنابراین، شوک‌های اقتصادی و سیاسی تنها موجب نوسانات مقطعی نشده، بلکه آثار آن‌ها برای دوره‌های طولانی در قیمت مسکن باقی می‌ماند.

در بررسی اثر شکست‌های ساختاری نیز نتایج تفاوت قابل توجهی میان قیمت واقعی و قیمت اسمی نشان می‌دهد. در مدل‌های مربوط به قیمت واقعی مسکن، تنها متغیر موهومی مربوط به همه‌گیری کووید-۱۹ در برخی سناریوها دارای ضریب مثبت و معنادار است، درحالی‌که متغیرهای مربوط به خروج آمریکا از برجام و افزایش قیمت مسکن در سال ۱۴۰۱ از نظر آماری معنادار نیستند. در مقابل، در قیمت اسمی مسکن هیچ‌یک از متغیرهای موهومی مربوط به شکست‌های ساختاری در هیچ‌یک از سناریوهای برآورد از نظر آماری معنادار نیستند. این یافته نشان می‌دهد که بخش عمده آثار بلندمدت شوک‌های اقتصادی و سیاسی از طریق ضریب انباشتگی کسری (d) جذب شده و به بخشی از پویایی بلندمدت بازار تبدیل شده است؛ از این رو، پس از لحاظ ساختار حافظه بلندمدت، متغیرهای موهومی نقش محدودی در توضیح تغییرات قیمت اسمی ایفا می‌کنند.

نتایج آزمون Ljung-Box در جدول (۷) نیز کفایت مدل‌های برآوردشده را تأیید می‌کند. در تمامی مدل‌های مربوط به قیمت واقعی و قیمت اسمی، مقدار احتمال بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی در باقیمانده‌ها رد نمی‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل‌ها رفتار نوفه سفید داشته و ساختار وابستگی سری زمانی به طور مناسب توسط مدل ARFIMA توضیح داده شده است؛ در نتیجه، مدل‌های برآوردشده از کفایت آماری لازم برای تحلیل رفتار بلندمدت قیمت مسکن برخوردار هستند.

جدول ۷: آزمون Portmanteau (Ljung-Box)

متغیر	اماره Ljung-Box	مقدار احتمال
قیمت واقعی مسکن (با سه متغیر موهومی)	۴۷/۷۴	۰/۱۸
قیمت واقعی مسکن تهران (متغیرهای خروج آمریکا از برجام و کووید-۱۹)	۴۴/۰۰	۰/۳۱
قیمت واقعی مسکن تهران (متغیرهای خروج آمریکا از برجام و افزایش قیمت‌ها در سال ۱۴۰۱)	۴۴/۴۶	۰/۲۹
قیمت واقعی مسکن تهران (متغیرهای کووید-۱۹ و افزایش قیمت‌ها در سال ۱۴۰۱)	۴۵/۱۱	۰/۲۷
قیمت واقعی مسکن تهران (خروج آمریکا از برجام)	۴۱/۱۷	۰/۴۲
قیمت واقعی مسکن تهران (متغیر کووید-۱۹)	۴۱/۷۶	۰/۴۲
قیمت واقعی مسکن تهران (متغیر افزایش قیمت ۱۴۰۱)	۴۲/۶۷	۰/۳۶۸
قیمت اسمی مسکن تهران (مدل با سه متغیر موهومی)	۰/۵۸	۱/۰۰
قیمت اسمی مسکن تهران (متغیرهای خروج آمریکا از برجام و کووید-۱۹)	۰/۸۳	۱/۰۰
قیمت اسمی مسکن تهران (متغیرهای خروج آمریکا از برجام و افزایش قیمت‌ها در سال ۱۴۰۱)	۰/۵۶	۱/۰۰
قیمت اسمی مسکن تهران (متغیرهای کووید-۱۹ و افزایش قیمت‌ها در سال ۱۴۰۱)	۰/۵۵	۱/۰۰
قیمت اسمی مسکن تهران (خروج آمریکا از برجام)	۰/۵۹	۱/۰۰
قیمت اسمی مسکن تهران (متغیر کووید-۱۹)	۰/۵۷	۱/۰۰
قیمت اسمی مسکن تهران (متغیر افزایش قیمت ۱۴۰۱)	۰/۵۵	۱/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر باهدف بررسی پایداری قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن در تهران در بازه زمانی فروردین ۱۳۹۵ تا مرداد ۱۴۰۳ با استفاده از مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری (ARFIMA) و با لحاظ متغیرهای موهومی سه تکانه خروج آمریکا از برجام، کووید ۱۹ و افزایش قیمت مسکن در سال ۱۴۰۱ پرداخته است. بررسی جامع ایستایی قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن در تهران، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF) و $KPSS^1$ و نیز در نظر گرفتن شکست ساختاری با آزمون زیووت - اندروز، نشان داد که این سری زمانی پس از یک‌بار تفاضل‌گیری، از بعد غیردوره‌ای ایستا می‌شود. با این حال، تحلیل‌ها با استفاده از آزمون ریشه واحد BM، الگوهای پایداری متفاوت و پیچیده‌تری را نشان داد. نتایج این آزمون حاکی از وجود ریشه‌های واحد دوره‌ای در هر دو سری زمانی قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن تهران است. وجود این ریشه‌های واحد دوره‌ای مانع از شکل‌گیری یک‌روند پایدار و ایستا می‌شود. فراتر از بررسی ایستایی، تخمین مدل ARFIMA برای هر دو سری زمانی، وجود درجه انباشتگی مثبت (بین صفر و نیم) را تأیید کرد که نشان‌دهنده ویژگی حافظه بلندمدت در بازار مسکن تهران است. مقدار پارامتر انباشتگی برای قیمت واقعی در بازه ۰/۳۶ تا ۰/۴۲ و برای قیمت اسمی در بازه ۰/۴۱ تا ۰/۴۴ برآورد شد. این نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌های واردشده به بازار مسکن، اگرچه در بلندمدت تعدیل می‌شوند، اما آثار آن‌ها با سرعتی پایین از بین می‌رود. همچنین، بزرگ‌تر بودن ضریب انباشتگی در قیمت اسمی نسبت به قیمت واقعی نشان می‌دهد که عوامل پولی و تورمی نیز در کنار ویژگی‌های ساختاری بازار مسکن، در افزایش ماندگاری قیمت‌های اسمی نقش دارند. بررسی شکست‌های ساختاری نشان داد که در قیمت واقعی، تنها تکانه ناشی از همه‌گیری کووید-۱۹ در برخی برآوردها اثر مثبت و معنادار دارد، درحالی‌که سایر متغیرهای موهومی معنادار نبودند. در مقابل، در مدل‌های قیمت اسمی، هیچ‌یک از متغیرهای موهومی شکست ساختاری از نظر آماری معنادار نبودند که نشان می‌دهد بخش عمده آثار این شوک‌ها در هر دو سری زمانی از طریق ضریب انباشتگی کسری جذب شده و به بخشی از رفتار بلندمدت بازار تبدیل شده است.

یافته‌های پژوهش حاضر مبنی بر وجود حافظه بلندمدت در قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن تهران، با نتایج پژوهش‌های گیل آلانا و همکاران (۲۰۱۳، ۲۰۱۴، ۲۰۱۶)، پین و گیل آلانا (۲۰۲۰)، المایور و گیل آلانا (۲۰۲۴) و سانجیووانی و همکاران (۲۰۲۶) همسو است که پایداری بالا و عدم بازگشت سریع به میانگین را در بازارهای مسکن کشورهای مختلف گزارش کرده‌اند. همچنین، نتایج این پژوهش با مطالعه محبوبی و امرالهی بیوکی (۱۴۰۲) درباره وجود حافظه بلندمدت در قیمت املاک مسکونی تهران و پژوهش‌های طهرانچیان و همکاران (۱۳۹۲) و عباسی‌نژاد و گودرزی فراهانی (۱۳۹۳) درباره پایداری متغیرهای کلان اقتصادی در ایران نیز سازگار است. با این حال، پژوهش حاضر با بررسی هم‌زمان قیمت واقعی و قیمت اسمی مسکن و لحاظ شکست‌های ساختاری در چارچوب مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته کسری (ARFIMA)، شواهد جدیدی درباره رفتار بازار مسکن تهران ارائه می‌کند.

1. The Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که باتوجه به وجود حافظه بلندمدت، سیاست‌های کوتاه‌مدت و مقطعی برای کنترل قیمت مسکن اثربخشی محدودی خواهند داشت؛ زیرا آثار شوک‌ها برای مدت طولانی در بازار باقی می‌ماند. از این رو، سیاست‌گذاران باید بر طراحی سیاست‌های پایدار و بلندمدت تمرکز کنند. همچنین، بزرگ‌تر بودن ضریب انباشتگی در قیمت اسمی نسبت به قیمت واقعی نشان می‌دهد که کنترل انتظارات تورمی، ثبات سیاست‌های پولی و ارزی و کاهش نااطمینانی اقتصاد کلان می‌تواند در کاهش ماندگاری شوک‌های قیمتی مؤثر باشد. علاوه بر این، معناداری تکانه کووید-۱۹ در قیمت واقعی بیانگر آن است که واکنش سریع سیاست‌گذار به شوک‌های فراگیر اقتصادی و جلوگیری از سرایت آن‌ها به بازار مسکن، از تثبیت آثار بلندمدت این شوک‌ها جلوگیری خواهد کرد.

مطالعه حاضر، همانند اغلب پژوهش‌های متکی بر داده‌های سری زمانی، با محدودیت‌هایی روبه‌روست که در درک جامع‌تر پویایی‌های قیمت مسکن حائز اهمیت‌اند. یکی از محدودیت‌های این پژوهش، محدودیت در دسترسی به داده‌های ماهانه قابل اتکا و قابل مقایسه قیمت مسکن شهر تهران برای دوره‌های زمانی بلندتر است. از این رو، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده، با استفاده از سری‌های زمانی بلندمدت، پایداری قیمت مسکن در افق‌های زمانی طولانی‌تر مورد بررسی قرار گیرد. محدودیت دیگر، تمرکز بر روی یک متغیر تکی (قیمت مسکن) و تعداد محدودی از تکانه‌های مشخص است. در حالی که مدل ARFIMA و لحاظ کردن تکانه‌ها بینش‌های ارزشمندی ارائه می‌دهد، پویایی‌های بازار مسکن پیچیده‌تر از آن است که تنها با یک متغیر و چند تکانه خاص تبیین شود. عواملی چون سیاست‌های ارزی، تغییرات جمعیتی، میزان مهاجرت، نرخ سود تسهیلات بانکی، و وضعیت کلی اقتصاد کلان (مانند تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری) نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در نوسانات و پایداری قیمت مسکن ایفا می‌کنند؛ بنابراین، اگرچه پژوهش‌های متعددی در زمینه پایداری تورم و نرخ ارز در ایران با رویکرد ARFIMA انجام شده است، اما این مطالعه با تمرکز بر بخش مسکن و با لحاظ هم‌زمان سه تکانه کلیدی، تلاش کرده است تا خلأ پژوهشی موجود در ادبیات داخلی را پر نماید. با این حال، پژوهش‌های آتی می‌توانند با گنجانیدن متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و نرخ سود بانکی در چارچوب مدل‌های چندمتغیره، تصویر جامع‌تری از پایداری قیمت مسکن در ایران ارائه دهند.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در نگارش مقاله سهم و نقش یکسان داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

شناسه اُرکید (ORCID)

<http://orcid.org/0000-0001-5496-2916>

الهام وفائی



<http://orcid.org/0000-0002-4350-575X>

مهدی پندار



<http://orcid.org/0000-0003-3408-6677>

محمد رضوانی



منابع و مأخذ

- اسماعیل‌پور، ثاسو، حقیقت، جعفر، و کریمی تکانلو، زهرا (۱۴۰۳). بررسی شوک‌های کلان اقتصادی در بازار مسکن با رویکرد خود توضیحی عامل‌های تعمیم‌یافته (FAVAR). *فصلنامه اقتصاد مالی و پولی*، ۲۹ (۱۰۱)، ۱۹۱-۲۳۶.
<https://doi.org/10.22054/ijer.2025.79201.1274>
- باصری، بیژن، کیانی، غفار، و ملکی‌پور، محمود (۱۴۰۰). جذابیت مسکن به‌عنوان یک دارایی مالی در برابر پوشش تورم و اثرگذاری آن بر تقاضای مسکن در ایران. *اقتصاد مالی*، ۱۵ (۵۵)، ۷۹-۱۰۵.
<https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1400.15.55.4.7>
- بانک مرکزی ایران، گزارش تحولات بازار مسکن شهر تهران.
- بهیارفر، رامین، ابراهیمی، مهرزاد، و زارع، هاشم (۱۴۰۳). تأثیر مهاجرت بر قیمت مسکن در ایران (رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی). *فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد صنعتی*، ۸ (۲۹)، ۸۰-۱۰۰.
<https://doi.org/10.30473/jier.2025.72905.1477>
- خلیلی عراقی، سید منصور، مهرآرا، محسن، و عظیمی، سید رضا (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰ (۶۳)، ۳۳-۵۰.
<http://qjerp.ir/article-1-467-fa.html>
- خندان، مینا، جهانشاهلو، لعل، و ذبیحی، حسین (۱۳۹۸). واکاوی عوامل مؤثر بر افزایش رانت زمین‌شهری در منطقه یک کلان‌شهر تهران. *جغرافیا (برنامه‌ریزی منطقه‌ای)*، ۹ (۳۴)، ۲۳۹-۲۵۵.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22286462.1398.9.2.16.2>
- زالی، سعید، پهلوانی، پرهام، و بیگدلی، بهناز (۱۴۰۲). تحلیل فضایی زمانی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (موردشناسی: منطقه ۵ شهرداری تهران). *آمایش سرزمین*، ۱۵ (۱)، ۱۱۵-۱۳۰.
<https://doi.org/10.22059/jtcp.2022.341584.670318>
- زیادی، حسین، صلواتی، عرفان و لطفی هروی، محمدمهدی (۱۴۰۲). پیش‌بینی قیمت مسکن با استفاده از الگوریتم هوش مصنوعی LSTM. *تحقیقات مالی*، ۲۵ (۴)، ۵۷۶-۵۵۷.
<https://doi.org/10.22059/frj.2023.349924.1007398>
- شعبان‌پور، زهرا، شکرگزار، اصغر، و جعفری مهرآبادی، مریم (۱۳۹۸). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن (مطالعه موردی: شهر رشت). *آمایش محیط*، ۱۲ (۴۶)، ۶۳-۸۲.
<https://dorl.net/dor/20.1001.1.2676783.1398.12.46.4.2>
- طالبلو، رضا، محمدی، تیمور، و پیردایه، هادی (۱۳۹۶). تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران؛ رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۱۷ (۶۶)، ۵۵-۹۵.
<https://doi.org/10.22054/joer.2017.8202>
- طهرانچیان، امیر منصور، جعفری صمیمی، احمد، و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۲). آزمون پایداری تورم در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۱): کاربردی از الگوهای ARFIMA. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳ (۱۱)، ۱۹-۲۸.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1392.3.11.2.4>
- طهرانچیان، امیر منصور، و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۴). آزمون پایداری نامیزانی نرخ ارز حقیقی در ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲ (۴)، ۲-۱۱.
https://eco.j.tabrizu.ac.ir/article_4754.html

- عباسی نژاد، حسین، و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۳). برآورد درجه انباشتگی شاخص تورم با مدل ARFIMA-FIGARCH مطالعه موردی: ایران. *پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۱۴ (۵۲)، ۲۶-۱. https://joer.atu.ac.ir/article_133.html
- محبوبی، بابک، و امراهی بیوکی، زهره (۱۴۰۲). بررسی وجود حافظه بلندمدت در نوسانات قیمت املاک مسکونی شهر تهران. *هفتمین کنفرانس بین‌المللی مطالعات جهانی در علوم مدیریت، اقتصاد و حسابداری*. مرکز آمار ایران. (۱۴۰۳). هزینه و درآمد خانوارهای شهری.
- مروت، حبیب، نصیری اقدام، علی، و میرهاشمی، رضا (۱۳۹۶). برآورد کشش قیمتی عرضه مسکن جدید در ایران (مطالعه استانی). *اقتصاد و الگوسازی*، ۸ (۳۲)، ۱۵۱-۱۷۶. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.24765775.1396.8.32.6.6>
- مسجد موسوی، میرسجاد، خلفی، سپیده، و تراکمه، کبری (۱۴۰۴). پیش‌بینی قیمت مسکن با استفاده از شبکه‌های حافظه کوتاه‌مدت (LSTM). *چهارمین کنگره بین‌المللی مدیریت، اقتصاد، علوم انسانی و توسعه کسب‌وکار*.
- موسوی، میرحسین، و درودیان، حسین (۱۳۹۴). تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۹ (۳)، ۱۰۳-۱۲۷. <https://sanad.iau.ir/Journal/eco/Article/995593>

References

- Abbasinejad, H., & Gudarzi Farahani, Y. (2014). Estimating the Degree of Integration in CPI with ARFIMA-FIGARCH Model: Case study of Iran. *Economics Research*, 14(52), 1-26. https://joer.atu.ac.ir/article_133.html [In Persian]
- Barros, C.P, Gil-Alana, L.A., & Payne, J.E. (2012). Comovements among US state housing prices: Evidence from fractional cointegration. *Economic Modelling*, 29, 936-942. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.006>
- Baseri, B., Kiani, G., & Malekipour, M. (2021). An Analysis of Household Demand Absorption as a financial asset against Inflation volatility in IRAN. *Financial Economics*, 15(55), 79-105. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1400.15.55.4.7> [In Persian]
- Behyarfar, R., ebrahimi, M., & Zare, H. (2025). The impact of migration on housing prices in Iran (dynamic stochastic general equilibrium approach). *Journal of Industrial Economics researches*, 8(29), 80-100. <https://doi.org/10.30473/jier.2025.72905.1477> [In Persian]
- Belke, A., & Keil, J. (2018). Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions. *International Advances in Economic Research*, 24, 25-45. <https://doi.org/10.1007/s11294-018-9671-2>
- Caporale, G.M., Gil-Alana, L.A., & Poza, C. (2022). Inflation persistence in the G7 countries: Evidence from fractional integration. *International Review of Economics & Finance*, 79, pp.478-491. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.02.012>
- Central Bank of Iran, Report on Housing Market Developments in Tehran City. [In Persian].
- Esmailpour, A., Haghighat, J. & Karimi Tekanlou, Z. (2025). Investigating Macroeconomic Shocks in the Housing Market Using the Self Explanatory Model of the Generalized Factor Vector. *Iranian Journal of Economic Research*, 29(101), 191-236. <https://doi.org/10.22054/jier.2025.79201.1274> [In Persian]
- Garcia, J., & J.M. Raya. (2011). Price and Income Elasticities of Demand for Housing: Characteristics in the City of Barcelona. *Regional Studies*, 45(5), 597-608. <https://doi.org/10.1080/00343401003713381>

- Gil-Alana, L. A., & Gupta, R., & de Gracia, F.P. (2016). Persistence, mean reversion and non-linearities in the US housing prices over 1830—2013. *Applied Economics, Taylor & Francis Journals*, 48(34), 3244-3252.
- Gil-Alana, L. A., Ave, G., & Gupta, R. (2013). Testing for Persistence in South African House Prices. *Journal of Real Estate Literature*, 21 (2), 293–314. <https://doi.org/10.1080/10835547.2013.12090367>
- Gil-Alana, L. A., Barros, C. P., & Peypoch, N. (2014). Long memory and fractional integration in the housing prices series of London and Paris. *Applied Economics*, 46, 3377–3388.
- Gil-Alana, L.A and Barros C.P. (2012). *An Analysis of USA House Prices: Persistence, Breaks, and Outliers*. Mimeo.
- Gil-Alana, L. A., & Yaya, O. S. (2021). Testing fractional unit roots with non-linear smooth break approximations using Fourier functions. *Journal of Applied Statistics*, 48(13–15), 2542–2559. <https://doi.org/10.1080/02664763.2020.1757047>
- Granger, C. W. J., & Joyeux, R. (1980). An introduction to long memory time series and fractionally differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1(1), 15–29. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1980.tb00297.x>
- Hassler, U., & Wolters, J. (1994). On the power of unit root tests against fractional alternatives. *Economics Letters*, 45(1), 1–5. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(94\)90049-3](https://doi.org/10.1016/0165-1765(94)90049-3)
- Henry, O.T., & Zaffaroni, P. (2002). The long-range dependence paradigm for macroeconomics and finance. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1084982>
- Hjalmarsson, E., & Österholm, P. (2020). Heterogeneity in households' expectations of housing prices—evidence from micro data. *Journal of Housing Economics*, 50, 101731. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2020.101731>
- Hosking, J.R.M. (1981). Modelling persistence in hydrological time series using fractional differencing. *Water Resources Research*, 20, 1898–1908. <https://doi.org/10.1029/WR020i012p01898>
- Khalili Araghi S M, Mehrara M, Azimi S R. (2012). A Study of House Price Determinants in Iran, Using Panel Data. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 20 (63), 33- 50 <http://qjerp.ir/article-1-467-fa.html> [In Persian]
- Khandan, M., Jahanshahloo, L. & Zabihi, H. (2019). Analyze the factors affecting the increase of urban land rent in district one in Tehran metropolitan. *Journal of Geography and Regional planning*, 9(1), 239-255. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22286462.1398.9.2.16.2> [In Persian]
- Kim, S. Y. (2025). Long Memory and Regime Switching of Housing Sales Price Index. *Journal of Real Estate Research*, 35(1), 45-58.
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, 4(2). 103-124. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90142-1](https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90142-1)
- Mahboubi, B., & Amrollahi Biouki, Z. (2023). Investigating the existence of long memory in residential real estate price fluctuations in Tehran. *Proceedings of the 7th International Conference on Global Studies in Management, Economics and Accounting*. [In Persian]

- Masjed Mousavi, M., Khalafi, S., & Tarakameh, K. (2025). Forecasting housing prices using Long Short-Term Memory (LSTM) networks. *Proceedings of the 4th International Congress on Management, Economics, Humanities and Business Development*. [In Persian]
- Morovat, H., Nassiri Aghdam, A., & Mirhashemi, R. (2018). Estimating the Price Elasticity of New Housing Supply in Iran (Provincial study). *Journal of Economics and Modelling*, 8(32), 151-176. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.24765775.1396.8.32.6.6> [In Persian]
- Mousavi, M.H., & Doroudian, H. (2016). Analyzing the Determinants of Housing Prices in Tehran City. *Economic Modeling*, 9 (32), 103-127. <https://sanad.iau.ir/Journal/eco/Article/995593> [In Persian]
- Palma, W. (2007). *Long-memory time series: Theory and methods*. Wiley.
- Payne, J.E., & Gil-Alana, L.A. (2020). Persistence and Long Memory Behavior in Condominium Prices: Evidence from Major U.S. Metropolitan Areas. *Journal of Housing Research, Taylor & Francis Journals*, 29(1), 54-67. <https://doi.org/10.1080/10527001.2020.1826663>
- Posedel, P., & Vizek, M. (2010). The Nonlinear House Price Adjustment Process in Developed and Transition Countries. Ekonomski Institut, Zagreb (EIZ) working paper, 1001, The Institute of Economics, Zagreb.
- Sangiovanni, M. P., Nardo, E. D., & Gil-Alana, L. A. (2026). Fractional Integration and Structural Breaks in Italian Real House Prices. *Mathematics*, 14(11), 1-19. <https://doi.org/10.3390/math14112022>
- Shabanpoor, Z., shokrgozar, A., & jafarimehrabi, M. (2019). Factors Affecting the Prices of Housing (A Case Study of Rasht). *Ebvironmental Based Territorial Planing*, 12(46), 63-82. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.2676783.1398.12.46.4.2> [In Persian]
- Shiller, R. J. (2015). *Irrational Exuberance* (3rd ed.). Princeton University Press.
- Sowell, F. (1992). Maximum likelihood estimation of stationary univariate fractionally integrated time series models. *Journal of Econometrics*, 53(1-3), 165-188. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90084-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90084-5)
- Statistical Center of Iran. (2024). Urban household income and expenditure survey. [In Persian]
- Taleblou, R., Mohammadi, T., & Pirdayeh, H. (2017). Analysis of Spatial Diffusion of Housing Price Changes in Iranian Provinces; Spatial Econometrics Approach. *Economics Research*, 17(66), 55-95. <https://doi.org/10.22054/joer.2017.8202> [In Persian]
- Tehranchian, A. M., & Balounejad Nouri, R. (2016). Examining the Persistence of Real Exchange Rate Misalignment in Iran. *Applied Theories of Economics*, 2(4), 1-22 [In Persian]
- Tehranchian, A. M., Jafari Samimi, A., & Balounejad Nouri, R. (2013). Inflation Persistence Test in Iran (1972-2011): Application of ARFIMA Models. *Economic Growth and Development Research*, 3(11), 19-28. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1392.3.11.2.4> [In Persian]
- Valmayor, M., Miguel, A., & Gil-Alana, L. A. (2024). Persistence analysis of the real estate US index and major cities. *Cities*, 150(18). 105049. <https://dx.doi.org/10.1016/j.cities.2024.105049>

- Zali, S. , Pahlavani, P., & Bigdeli, B. (2023). A Spatial-Temporal Analysis of the Factors Effective on Housing Prices (Case study: District 5 of Tehran Municipality). *Town and Country Planning*, 15(1), 115-130. <https://doi.org/10.22059/jtcp.2022.341584.670318> [In Persian]
- Ziyadi, H., Salavati, E., & Lotfi Heravi, M. M. (2023). Housing Price Forecasting Using AI (LSTM). *Financial Research Journal*, 25(4), 557-576. <https://doi.org/10.22059/frj.2023.349924.1007398> [In Persian]

Research Article

Customer Concentration and the Speed of Leverage Adjustment: The Impact of Stock Price Crash Risk as a Moderator**

Mohammad Omid Akhgar^{*1}, Shadi Hasanzadeh², Mahnaz Kheirandish³

1. Associate Professor, Department of Accounting, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

2. Assistant Professor, Department of Accounting, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

3. M.A. in Accounting, Department of Accounting, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

Received 01 October 2025 Revise 27 February 2026 Accepted 22 March 2026 Publish 23 September 2026

Abstract

In recent years, considerable attention has been devoted to the concept of the speed of leverage adjustment. One of the factors affecting a firm's leverage is customer concentration, given the critical role of customers in capital structure decisions. Major customers, as key stakeholders, play an important role in a firm's profitability and strategic decision-making. In addition, stock price crash risk, which reflects the possibility of a sharp and sudden decline in market value following the disclosure of negative information, can place additional pressure on managers to maintain financial stability. The purpose of the present study is to investigate the relationship between customer concentration and the speed of leverage adjustment and to examine the moderating role of stock price crash risk. To test and analyze the hypotheses, panel data from 113 companies listed on the Tehran Stock Exchange over the period 2010–2023 were employed. Multiple Generalized Least Squares (GLS) regression was used for the empirical analysis. The findings show that customer concentration has a positive and statistically significant relationship with the speed of leverage adjustment. Accordingly, firms that depend on major customers, due to their higher reputation and stronger motivation to maintain strategic relationships, have a greater ability and willingness to adjust their capital structures more rapidly through leverage. In addition, stock price crash risk, as a moderating factor, strengthens this relationship.

Keywords: Customer Concentration, Stock Price Crash Risk, Leverage Adjustment, Speed of Leverage

JEL Classification: M31, G12, G32, G32

* **Corresponding Author:** Mohamad Omid Akhgar

E-mail: Mo.akhgar@uok.ac.ir

Tel: +989181753137

** **Note:** This article is derived from the master's thesis of [Mahnaz Kheirandish](#) in Accounting at University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

Cite This Article (APA): Akhgar, M. O., Hasanzadeh, S. & Kheirandish, M. (2026). Customer Concentration and the Speed of Leverage Adjustment: The Impact of Stock Price Crash Risk as a Moderator. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(3), 143-166. <https://doi.org/10.22034/jepr.2026.144553.1305> [In Persian].

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64416.html?lang=en

Introduction

Financial leverage is a financial instrument used to increase the return on investment. It involves the use of debt to finance specific investments, enabling a company or investor to expand financial activities beyond the assets and capital already available. The speed of leverage adjustment refers to the rate at which financial leverage is adjusted toward a target leverage level and is influenced by numerous firm-specific and external characteristics, including macroeconomic indicators, corporate governance, and organizational culture.

Leverage adjustment involves both implicit and explicit costs, including the opportunity cost of deviating from target leverage and the costs associated with issuing securities. When adjustment costs are high, firms may choose not to adjust their leverage despite being aware of deviations from the desired level. Firms therefore undertake leverage adjustments when the expected benefits of doing so outweigh the associated costs.

Companies have recognized that customer retention is one way to enhance firm value and consequently view customer relationships as mutually beneficial. Firms adjust their leverage in response to changes in internal and external conditions and when such adjustments provide substantial benefits. When firms simultaneously face high customer concentration and deviations from target leverage, market reactions may damage their reputation, create financial constraints, increase leverage adjustment costs, and ultimately slow the adjustment process.

Therefore, firms with concentrated customer bases must manage their capital structures appropriately in order to retain their customers, as customer concentration can have a significant impact on capital structure decisions. The purpose of leverage adjustment is to optimize the market value of the firm. Previous literature has identified several determinants of the speed of leverage adjustment, including stock price crash risk, the cost of equity, profitability, liquidity, and stock price volatility. When stock price crash risk emerges or increases, customers may become more skeptical about suppliers or the firm itself.

Methodology

The present study is descriptive-correlational in nature and has an applied research purpose. The study is based on an inductive-deductive approach to drawing conclusions. A library-based method was used to collect theoretical information from books, articles, websites, and domestic and international academic journals and databases, including Google Scholar, Elsevier, and Scopus.

The research data were collected from Rahavard Novin software, financial statements, and information disclosed by companies through the Codal website. The statistical method employed in this study is multivariate regression. Excel 2013 and EViews 2010 were used for descriptive and inferential analyses. The statistical population consists of companies listed on the Tehran Stock Exchange during the period 2010–2023.

H1: Customer concentration has a significant relationship with the speed of leverage adjustment.

$$\Delta L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CC_{i,t} + \sum \beta_i \text{Control}_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

H2: Stock price crash risk affects the relationship between customer concentration and the speed of leverage adjustment.

$$\Delta L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CC_{i,t} + \alpha_2 WNC SKEW_{i,t} + \alpha_3 CC_{i,t} WNC SKEW_{i,t} + \sum \beta_i \text{Control}_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Table 2: Research variables and data sources

Symbol	Variable	Variable Measurement	Source
λ	Speed of Leverage Adjustment	$\Delta L_{i,t} = \lambda(L_{i,t}^* - L_{i,t-1}) + \mu_{i,t}$ In the above relationship, $L_{i,t}$, $L_{i,t}^*$ & $L_{i,t-1}$ represent the actual leverage ratio, target leverage, and previous year's leverage of company i at time t, respectively, which are used as variables to measure the company's leverage, and leverage is obtained by dividing total liabilities by total assets of the company, and target leverage is obtained based on the following: $L_{i,t}^* = \beta X_{i,t-1}$ Company characteristics include: size, growth opportunities, capital expenditure ratio, and value of intangible assets. Size: the natural logarithm of assets, growth opportunities: the ratio of the company's market value to its book value, capital expenditure ratio: tangible fixed assets to total assets, and value of intangible assets: measured from the ratio of selling, general, and administrative expenses to sales.	Financial statements
cc	Costumer concentraion	$\sum_{j=1}^i \left(\frac{SALE_{i,j,t}}{SALE_{i,t}} \right)^2 \quad HHI - CC =$ Company i's sales to major customers in year T divided by company I's total sales in year T.	Financial statements
W	Risk of stock price crash	$NCSKEW_{it} = - \left[\frac{n(n-1)^{3/2} \sum W_n}{(n-1)(n-2)(\sum W^2 n)^{3/2}} \right]$ W_{it} is the specific monthly return of company i for month t and n is the number of monthly returns observed during the fiscal year. The specific monthly return of the company (W) is obtained using the following equation; it is equal to the natural logarithm of one plus the remainder ϵ_t calculated from the next equation. $W_{it} = \ln(1 + \epsilon_{j,t})$ $R_{j,t} = a_j + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \epsilon_{j,t}$ $r_{j,t}$ is the return on the stock of company j in month t and $r_{m,t}$ is the monthly market return (based on the market index).	Financial statements
Size	Company size	Logarithm of the company's total assets	Financial statements
Tang	Asset structure	Fixed assets divided by total assets	Financial statements
Tax	Effective tax rate	Absolute value of the ratio of tax expense to net profit after tax	Financial statements
BM	Ratio of book value to market value of equity	Book value to market value ratio	Financial statements
RO	Rate of return on assets	Ratio of operating profit before tax to total assets	Financial statements

Results and Discussion

Customer concentration increases the speed of leverage adjustment. According to the theoretical literature, optimal financial leverage reflects greater firm efficiency. Therefore, customers prefer to invest in firms with greater efficiency and stronger reputations. Based on the empirical results, the coefficient of customer concentration, which is the independent variable of the study, is 0.01 and is statistically significant at the 5% level. This indicates a positive and significant relationship between customer concentration and the speed of leverage adjustment. Firms can therefore influence the speed of leverage adjustment by selecting and managing their customers more effectively.

Stock price crash risk can lead to a sudden decline in firm value, and customers may consequently become less willing to invest in such firms. According to the results of the present study, the significance level of customer concentration is 0.04, indicating a statistically significant relationship between the independent and dependent variables at the 5% level.

The significance level of the interaction variable is 0.03. Given that the coefficient of the independent variable is 0.03 and the coefficient of the interaction variable is -0.02 , the results indicate that stock price crash risk strengthens the relationship between customer concentration and the speed of leverage adjustment. As stock price crash risk increases, suppliers become increasingly concerned about losing customers. In response, they attempt to reduce deviations within the firm, improve the firm's overall condition, and adjust leverage more effectively and rapidly.

Conclusion

The results indicate that customer concentration has a positive and statistically significant relationship with the speed of leverage adjustment. Accordingly, firms with more concentrated customer bases tend to adjust their leverage more rapidly.

The findings also show that stock price crash risk strengthens the relationship between customer concentration and the speed of leverage adjustment. Based on these results, the following recommendations are proposed:

1. When designing and reviewing capital structures, financial managers should consider the level of customer concentration and the sensitivity of firm value to changes in customer concentration as important factors in financial decision-making.
2. Given the moderating role of stock price crash risk in the relationship between customer concentration and the speed of leverage adjustment, firms should improve information transparency, enhance the quality of financial reporting, and ensure the timely disclosure of material information.
3. Firms should adopt effective strategies for maintaining and managing long-term relationships with key customers.

Additional information

Authors' Contributions

This article is derived from the Master's thesis of *Mahnaz kheirandish* in the field of accounting, conducted under the supervision of Dr. **Mohammad omid akhgar** and with the advisement of Dr. **Shadi Hasanzadeh**, in the Department of Accounting, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this article.

Financial Support

The authors received no financial support for the research and publication of this article.

ORCID

- | | | |
|---|----------------------|---|
|  | Mohammad omid akhgar | https://orcid.org/0000-0003-0966-1115 |
|  | Shadi Hasanzadeh | https://orcid.org/0000-0002-9924-8035 |
|  | Mahnaz kheirandish | https://orcid.org/0009-0007-9756-2868 |



تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم؛ نقش تعدیلگر ریسک سقوط قیمت سهام**

محمد امید اخگر^{۱*}، شادی حسن‌زاده^۲، مهناز خیراندیش^۳

۱. دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
۳. کارشناسی‌ارشد حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۰۹ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۲/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۱/۰۲ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۱

چکیده

در سال‌های اخیر، توجه ویژه‌ای به مفهوم سرعت تعدیل اهرم معطوف شده است. یکی از عوامل مؤثر بر اهرم شرکت، تمرکز مشتریان است؛ زیرا مشتریان نقش حیاتی در تصمیم‌گیری‌های مربوط به ساختار سرمایه ایفا می‌کنند. مشتریان عمده به‌عنوان ذی‌نفعان کلیدی، تأثیر قابل‌توجهی بر سودآوری و تصمیمات راهبردی شرکت دارند. افزون بر این، ریسک سقوط قیمت سهام - که بیانگر احتمال کاهش شدید و ناگهانی ارزش بازار در پی افشای اطلاعات منفی است - می‌تواند فشار مضاعفی بر مدیران برای حفظ ثبات مالی وارد کند. هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه میان تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم و نیز تبیین نقش تعدیلگر ریسک سقوط قیمت سهام در این رابطه است. به‌منظور آزمون فرضیه‌ها، از داده‌های پنلی ۱۱۳ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار طی دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۲ و مدل رگرسیون چندگانه حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده شد. یافته‌های پژوهش نشان داد، تمرکز مشتری با سرعت تعدیل اهرم رابطه مثبت و معناداری دارد؛ به این معنا که شرکت‌های وابسته به مشتریان عمده، به دلیل حفظ اعتبار و انگیزه تداوم روابط راهبردی، تمایل و توان بیشتری برای تعدیل سریع‌تر ساختار سرمایه خود دارند. همچنین نتایج نشان می‌دهد ریسک سقوط قیمت سهام، این رابطه را تقویت می‌کند.

واژگان کلیدی: تمرکز مشتری، سرعت تعدیل اهرم، ریسک سقوط قیمت سهام، مشتریان عمده

طبقه‌بندی JEL: M31, G12, G32, G32

* نویسنده مسئول: محمد امید اخگر آدرس رایانامه: Mo.akhgar@uok.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۸۱۷۵۳۱۳۷

** یادداشت: مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد مهناز خیراندیش در رشته حسابداری در دانشگاه کردستان است.

استناد به مقاله (APA): اخگر، محمد امید، حسن‌زاده، شادی و خیراندیش، مهناز. (۱۴۰۵). تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم؛ نقش تعدیلگر ریسک سقوط قیمت سهام. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، (۳)، ۱۴۳-۱۶۶. <https://doi.org/10.22034/jepr.2026.144553.1305>
صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_64416.html



۱. مقدمه

در سال‌های اخیر، ساختار سرمایه و اهرم مالی شرکت‌ها به‌عنوان یکی از عوامل اساسی در تصمیم‌گیری‌های مالی و راهبردی، موردتوجه گسترده پژوهشگران و فعالان حوزه مالی قرار گرفته است. ادبیات نظری و شواهد تجربی نشان می‌دهد شرکت‌ها معمولاً از یک نسبت اهرمی هدف تبعیت می‌کنند و در صورت انحراف از این سطح، برای بازگشت به آن اقدام به تعدیل ساختار سرمایه می‌کنند (Faulkender et al., 2012; Dang et al., 2012). در همین چارچوب، مفهوم سرعت تعدیل اهرم، مطرح شده است که بیانگر میزان و سرعت بازگشت شرکت به نسبت اهرمی هدف است. این سرعت بسته به منافع و هزینه‌های تعدیل و نیز نوع شوک‌های وارده می‌تواند متفاوت باشد (Thuy et al., 2022).

یکی از متغیرهای رفتاری - بازاری مؤثر بر رفتار اهرمی شرکت‌ها، تمرکز مشتری است. تمرکز مشتری به وابستگی بخش عمده‌ای از درآمد شرکت به تعداد محدودی از مشتریان اصلی اشاره دارد. شرکت‌هایی که از تمرکز مشتری بالاتری برخوردارند، این روابط را دارایی‌های راهبردی تلقی کرده و برای حفظ آن‌ها تلاش می‌کنند ساختار سرمایه خود را به‌گونه‌ای تنظیم کنند که سطح ریسک کاهش‌یافته و اعتبار شرکت نزد مشتریان حفظ شود. در چنین شرایطی، انحراف از نسبت اهرمی هدف ممکن است موجب کاهش اعتماد مشتریان، افزایش محدودیت‌های مالی و در نهایت افزایش هزینه‌های تعدیل شود. باین‌حال، برخی مطالعات نشان می‌دهد تمرکز مشتری می‌تواند از طریق افزایش نوسانات جریان‌های نقدی و سرمایه‌گذاری‌های خاص رابطه‌ای، فرایند بازتنظیم ساختار سرمایه را کندتر کند؛ بنابراین، تأثیر تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل اهرم لزوماً یک‌سویه نبوده و می‌تواند به شرایط محیطی و ویژگی‌های شرکت وابسته باشد (Rehman et al., 2022).

در این میان، ریسک سقوط قیمت سهام نیز به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده رفتار مالی شرکت‌ها مطرح است. این ریسک که معمولاً ناشی از افشای ناگهانی اخبار منفی و انباشت اطلاعات بد است، می‌تواند موجب کاهش شدید ارزش بازار شرکت شود (Kim et al., 2014)، وقوع چنین شرایطی نه‌تنها منافع سهام‌داران را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، بلکه ممکن است روابط شرکت با ذی‌نفعان کلیدی، از جمله مشتریان عمده، را نیز تضعیف کند (Wang & Zhao, 2024). ازاین‌رو، شرکت‌هایی که در معرض ریسک سقوط قیمت سهام قرار دارند، ممکن است برای حفظ ثبات و اعتبار خود، با سرعت بیشتری نسبت به اصلاح ساختار سرمایه اقدام کنند (Ramzi et al., 2023).

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد بیشتر پژوهش‌ها بر عوامل مالی سنتی مؤثر بر ساختار سرمایه تمرکز داشته‌اند (Frank & Goyal, 2004; Lemmon et al., 2008)، و به تأثیر متغیرهای رفتاری و استراتژیک مانند تمرکز مشتری و تعامل آن با ریسک‌های بازار، به‌ویژه در بستر بازارهای نوظهور، کمتر پرداخته‌اند. بازار سرمایه ایران به‌عنوان یکی از بزرگ‌ترین و پویاترین بازارهای مالی منطقه، ویژگی‌هایی نظیر رشد سریع شرکت‌ها، نوسانات اقتصادی بالا، تحریم‌های خارجی و سطح متفاوتی از شفافیت اطلاعاتی را داراست که آن را از بازارهای توسعه‌یافته متمایز می‌کند. این ویژگی‌ها موجب می‌شود که شرکت‌های ایرانی با ریسک‌های اطلاعاتی و نااطمینانی‌های

اقتصادی بیشتری روبه‌رو باشند و تصمیمات مالی آن‌ها، به‌ویژه در زمینه ساختار سرمایه و روابط با مشتریان عمده، حساس‌تر شود. در پژوهش‌های داخلی نیز بیشتر مطالعات به بررسی تأثیر عوامل حسابداری و مالی بر ساختار سرمایه محدود بوده‌اند و رابطه متقاطع تمرکز مشتری و ریسک سقوط قیمت سهام بر سرعت تعدیل اهرم، مغفول مانده است (قاسمی و فرزاد، ۱۳۹۹).

باتوجه‌به این شرایط، پژوهش حاضر در پی آن است که رابطه میان تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم را بررسی کرده و نقش تعدیل‌گر ریسک سقوط قیمت سهام را در این رابطه تحلیل کند. نتایج این پژوهش می‌تواند بینش‌های کاربردی ارزشمندی برای مدیران مالی، سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران بازار سرمایه فراهم آورد. ساختار مقاله به این صورت است: در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش مرور می‌شود؛ در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش تشریح می‌گردد؛ در بخش چهارم، یافته‌های تجربی ارائه می‌شود و در نهایت، بخش پایانی به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم

تمرکز مشتری به میزان وابستگی تأمین‌کنندگان به پایگاه مشتریان خود اشاره دارد و یکی از ویژگی‌های مهم در روابط بین خریدار و تأمین‌کننده محسوب می‌شود. این مفهوم نشان می‌دهد که چه میزان از درآمد شرکت به تعداد محدودی از مشتریان اصلی وابسته است. تمرکز مشتری می‌تواند آثار مثبت و منفی متعددی بر عملکرد شرکت و تصمیمات مالی آن داشته باشد. مطالعات نشان می‌دهد میان تمرکز مشتری و شاخص‌های عملکرد مالی از جمله بازده حقوق صاحبان سهام، حاشیه سود و گردش دارایی‌ها رابطه معناداری وجود دارد. وجود مشتریان عمده می‌تواند به بهبود کارایی عملیاتی، مدیریت موجودی و بهره‌وری زنجیره تأمین منجر شود. افزون بر این، همکاری مستمر با مشتریان کلیدی معمولاً مستلزم اشتراک‌گذاری اطلاعات، انعقاد قراردادهای بلندمدت و ایجاد روابط راهبردی است که می‌تواند ثبات نسبی در جریان‌های نقدی ایجاد کند (رضایی و همکاران، ۱۳۹۹).

با این حال، تمرکز بالای مشتری می‌تواند ریسک‌هایی نیز به همراه داشته باشد. بر اساس نظر سن و همکاران (۲۰۱۵)^۱، وابستگی شدید به یک یا چند مشتری عمده، شرکت را در معرض ریسک ازدست‌دادن بخش قابل‌توجهی از فروش در صورت قطع همکاری یا بروز مشکلات مالی مشتری قرار می‌دهد. چنین وضعیتی می‌تواند نوسانات جریان‌های نقدی را افزایش داده و انعطاف‌پذیری مالی شرکت را کاهش دهد. در چارچوب نظریه توازن، شرکت‌ها دارای یک نسبت اهرمی هدف هستند که در آن منافع استفاده از بدهی با هزینه‌های ورشکستگی و مشکلات نمایندگی در تعادل قرار می‌گیرد. در صورت انحراف از این نسبت هدف، شرکت‌ها به تدریج اقدام به تعدیل ساختار سرمایه خود می‌کنند. سرعت این تعدیل به هزینه‌های تعدیل، شرایط اقتصادی، ریسک شرکت و کیفیت محیط اطلاعاتی بستگی دارد (Patatoukas, 2012).

1. Cen et al. (2015)

تمرکز مشتری، به عنوان یکی از عوامل کلیدی در ساختار سرمایه شرکت‌ها، تأثیرات متعددی بر تصمیمات مالی و عملکرد اقتصادی آن‌ها دارد. مطالعات نشان می‌دهند که وابستگی شدید به مشتریان عمده می‌تواند منجر به افزایش ریسک‌های مالی و کاهش انعطاف‌پذیری در تنظیم ساختار سرمایه شود. یکی از شاخص‌های کلیدی در تحلیل ساختار سرمایه نسبت اهرمی است که میزان استفاده شرکت از بدهی در تأمین مالی را نشان می‌دهد (Lemma & Negash, 2014).

فلانری و رنگان (۲۰۰۶)^۱ اظهار می‌کنند، شرکت‌هایی که فعالیت‌های سرمایه‌گذاری خود را از طریق انتشار سهام تأمین مالی می‌کنند، بهتر می‌توانند با نسبت اهرمی هدف هماهنگ شوند. در همین راستا، ژو و همکاران (۲۰۱۶)^۲ با تمرکز بر حساسیت هزینه حقوق صاحبان سهام نسبت به انحراف از اهرم هدف، پیشنهاد می‌کنند که شرکت‌هایی با حساسیت بالاتر نسبت به هزینه حقوق صاحبان سهام، سریع‌تر به سمت نسبت اهرمی مطلوب حرکت می‌کنند. شرکت‌ها می‌توانند برای تنظیم ساختار سرمایه خود از استراتژی‌های بهینه‌ای استفاده کنند؛ به عنوان مثال، در شرایط اهرم بیش از حد، اقدام به بازخرید سهام کنند یا در صورت پایین بودن نسبت اهرم، با استفاده از تأمین مالی بدهی، از مزایای بدهی بهره‌مند شوند. از آنجاکه اهرم مالی می‌تواند بر سطح ریسک شرکت، بازده موردانتظار و حساسیت آن نسبت به تغییرات محیط خرد و کلان اقتصادی تأثیر بگذارد، بهینه‌سازی ساختار سرمایه برای تمامی شرکت‌ها اهمیت ویژه‌ای دارد. در این زمینه، کوک و تانگ (۲۰۱۰)^۳ معتقدند که شرایط کلی اقتصاد می‌تواند هزینه‌های تعدیل ساختار سرمایه را افزایش داده و فرایند بازگشت به نسبت هدف را کندتر کند. علاوه بر این، کیفیت محیط اطلاعاتی نیز به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل شناسایی شده است. در همین راستا، شیرمردی و همکاران (۱۴۰۳)^۴ استدلال می‌کنند که نااطمینانی مالی، به‌ویژه در کوتاه‌مدت، می‌تواند تأثیر معناداری بر ارزش سهام شرکت‌ها داشته باشد.

تمرکز مشتری می‌تواند از دو مسیر بر سرعت تعدیل اهرم اثر بگذارد. از یک سو، شرکت‌هایی که دارای مشتریان عمده هستند، برای حفظ اعتبار و تداوم روابط تجاری، انگیزه بیشتری برای بازگشت سریع‌تر به نسبت اهرمی هدف دارند. از سوی دیگر، وابستگی بالا به مشتریان کلیدی ممکن است به دلیل افزایش ریسک عملیاتی و نوسانات جریان نقدی، فرایند تعدیل ساختار سرمایه را با محدودیت مواجه سازد (Patatoukas, 2012; Kolay et al., 2016).

ایروین و همکاران (۲۰۱۶)^۵ بیان می‌کنند که مشتریان عمده با بهره‌گیری از قدرت چانه‌زنی خود، امتیازات قیمتی و تمدید دوره‌های اعتباری از تأمین‌کنندگان دریافت می‌کنند که این امر می‌تواند سودآوری تأمین‌کنندگان را به طور قابل توجهی کاهش دهد. همچنین، سرمایه‌گذاری‌های خاص رابطه‌ای که به منظور پاسخ‌گویی به نیازهای مشتریان عمده انجام می‌شود، معمولاً قابلیت نقدشوندگی پایینی دارد و در صورت کاهش تقاضا، به راحتی

1. Flannery & Rangan (2006)

2. Zhou et al. (2016)

3. Cook & Tang (2010)

4. Shirmardi et al. (2023)

5. Irvine et al. (2016)

قابل انتقال یا حذف نیست. این موضوع می‌تواند ریسک عملیاتی شرکت را افزایش دهد و بر تصمیمات تأمین مالی اثرگذار باشد (Crawford et al., 2020). باتوجه‌به توضیحات فوق فرضیه اول به‌صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه ۱: تمرکز مشتری با سرعت تعدیل اهرم رابطه معنادار دارد.

۲-۱-۲. نقش تعدیل‌گری ریسک سقوط قیمت سهام

ریسک سقوط قیمت سهام به‌احتمال وقوع کاهش ناگهانی و شدید در قیمت سهام یک شرکت اشاره دارد. این پدیده معمولاً زمانی رخ می‌دهد که اطلاعات منفی انباشته‌شده به‌صورت ناگهانی افشا شده و سرمایه‌گذاران به شکل هم‌زمان اقدام به فروش سهام می‌کنند. در چنین شرایطی، ارزش بازار شرکت به طور چشمگیری کاهش می‌یابد (دولو و سعادت‌آبادی، ۱۳۹۷).

افزایش ریسک سقوط قیمت سهام می‌تواند پیامدهای مهمی برای تصمیمات مالی شرکت داشته باشد. نخست، کاهش ارزش بازار و افزایش ناطمینانی ممکن است هزینه تأمین مالی از طریق انتشار سهام را افزایش دهد. دوم، دسترسی شرکت به منابع مالی خارجی، از جمله تسهیلات بانکی، ممکن است محدودتر و پرهزینه‌تر شود. در نتیجه، شرکت‌ها ممکن است برای حفظ ثبات مالی، نسبت به بازتنظیم ساختار سرمایه خود حساس‌تر شوند (Fischer et al., 1998).

ازسوی دیگر، تمرکز مشتری نیز می‌تواند با ریسک سقوط قیمت سهام در تعامل باشد. شرکت‌هایی که به مشتریان عمده وابسته‌اند، در صورت وقوع سقوط قیمت سهام، با نگرانی مضاعفی در خصوص حفظ روابط تجاری مواجه می‌شوند. کاهش ارزش بازار ممکن است به تضعیف اعتبار شرکت نزد مشتریان منجر شود و استمرار همکاری‌های بلندمدت را با مخاطره روبه‌رو سازد (Patatoukas, 2012).

در چنین شرایطی، انتظار می‌رود شرکت‌ها به‌منظور جلوگیری از تشدید پیامدهای منفی، با سرعت بیشتری نسبت به تعدیل اهرم و بازگشت به نسبت هدف اقدام کنند؛ بنابراین، ریسک سقوط قیمت سهام می‌تواند رابطه میان تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم را تقویت یا تضعیف کند؛ به‌گونه‌ای که شدت اثر تمرکز مشتری بر رفتار تعدیل اهرم، در سطوح مختلف ریسک سقوط متفاوت باشد. بر اساس مطالب بیان شده، فرضیه دوم به‌صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه ۲: ریسک سقوط قیمت سهام در رابطه میان تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم نقش تعدیل‌گر دارد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

برومند و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهش خود تحت عنوان؛ نقش توانایی مدیریت در تمرکز مشتری و عملکرد شرکت، با استفاده از رویکرد کتابخانه‌ای، به این نتیجه دست یافته‌اند، مدیرانی که در شرایط دشوار نیاز به تصمیم‌گیری‌های مهم دارند در انتخاب مشتریانی که سودهای بیشتری را کسب می‌کنند موفق‌تر هستند و مدیریت ارتباط با مشتریان باعث می‌شود سازمان‌ها مشتریان کلیدی خود را شناسایی کند و به حفظ و نگهداری آنها بپردازد، تمرکز بر مشتریان منجر می‌شود که هزینه‌های جلب مشتریان جدید کاهش یابد و درآمدهای مرتبط با سازمان افزایش پیدا کند.

افلاطونی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهش تأثیر اعتبار تجاری بر سرعت تعدیل اهرم، جهت ۱۴۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۹۸ با استفاده از رویکرد داده‌های ترکیبی و الگو اثرات ثابت، به این نتیجه رسیده‌اند که، واحدهایی که حجم بدهی آنها نسبت به میزان بهینه بیشتر یا (کمتر) است، استفاده بیشتر و کمتر از اعتبار تجاری منجر به کاهش (افزایش) سرعت تعدیل اهرم برای رسیدن به اهرم هدف می‌شود.

احمدی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی تحت عنوان؛ بررسی تأثیر ناطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی بر سرعت تعدیل اهرم هدف، برای ۱۴۲ شرکت عضو بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۹۷ با استفاده از روش داده‌های تابلویی با رویکرد اثرات ثابت به این نتیجه دست یافتند که معیارهای عدم اطمینان اقتصادی (رشد تولید ناخالص ملی، نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ بهره) تأثیر مثبت و معناداری بر سرعت تعدیل اهرم هدف دارد، علاوه بر این سرعت تعدیل اهرم هدف در شرکت‌هایی با شکاف اهرم بیش از حد، نسبت به شرکت‌هایی با شکاف اهرم کمتر از حد، بیشتر است.

تایون و همکاران^۱ (۲۰۲۳) در پژوهشی تحت عنوان؛ هزینه‌های نمایندگی و تمرکز مشتری با استفاده از نمونه شرکت‌های ایالت متحده در دوره ۲۰۱۶-۱۹۷۷ به این نتیجه دست یافته‌اند که شرکت‌های عرضه‌کننده با مشتریان بسیار متمرکز به احتمال زیاد ارزش بازاری کمتری برای وجه نقد اضافی تخمین می‌زنند و همین‌گونه نشان می‌دهند که شرکت‌های عرضه‌کننده با تمرکز مشتری بالاتر، غرامت بیشتری برای مدیرعامل دارند.

رمزی و همکاران^۲ (۲۰۲۳) در پژوهشی تحت عنوان؛ ریسک سقوط قیمت سهام و پویایی اهرم، با استفاده از نمونه‌ای از شرکت‌های واقع در منطقه شورا همکاری خلیج فارس به این نتیجه رسیدند که قرارگرفتن بیشتر در معرض ریسک سقوط قیمت سهام با سرعت پایین‌تر تعدیل اهرم به سمت هدف مرتبط است.

عبید و همکاران^۳ (۲۰۲۰) در پژوهشی، با استفاده از نمونه‌ای از شرکت‌های بورسی ایالات متحده از سال ۱۹۷۷ تا ۲۰۲۰، تمرکز مشتری، سرعت تعدیل اهرم و ارزش شرکت را بررسی کردند و دریافتند که شرکت‌های متمرکز بر مشتری، سرعت تعدیل اهرم کمتری دارند و تمرکز مشتری عمدتاً از طریق افزایش نوسانات جریان‌های نقد و ویژگی دارایی‌ها بر سرعت تعدیل اهرم تأثیر می‌گذارد.

تائو و همکاران^۴ (۲۰۲۱) در پژوهشی با استفاده از مجموعه داده‌های بازار ایالات متحده طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۷۰ با رویکرد رگرسیون کوانتایل، عدم تقارن در سرعت تنظیم اهرم نسبت به اهرم هدف را بررسی کردند و با در نظر گرفتن شرکت‌هایی با اهرم پایین، متوسط و بالا دریافتند، هنگامی که اهرم کوتاه‌مدت در تجزیه و تحلیل در نظر گرفته می‌شود، سرعت تعدیل در سطوح مختلف بدهی‌های کوتاه‌مدت کوچک‌تر می‌شود. در نهایت، شواهد تجربی از اهرم کل و تعدیل اهرم بلندمدت با تئوری مبادله سازگار است، درحالی‌که شواهد تجربی از بدهی‌های کوتاه‌مدت از تئوری ترتیب نوک زدن پشتیبانی می‌کند.

1. Taeyeon et al. (2023)

2. Ramzi et al. (2023)

3. Obaid et al. (2020)

4. Thao et al. (2021)

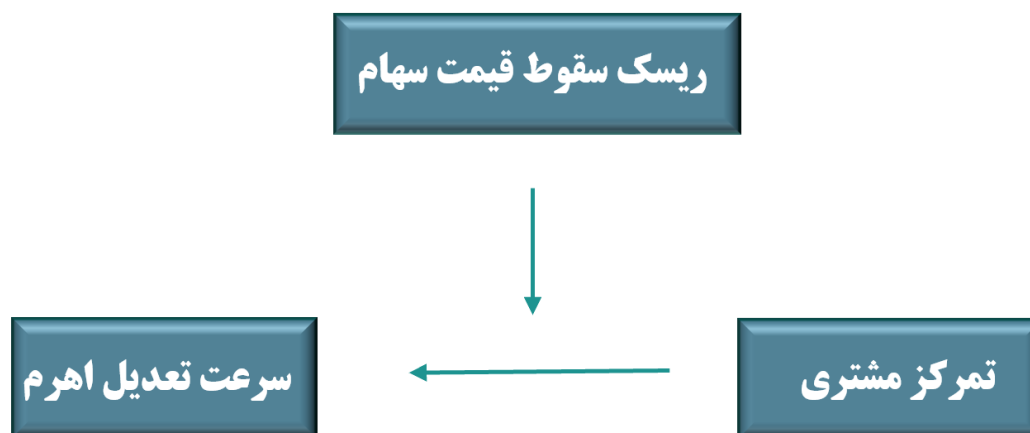
۲-۳. جمع‌بندی ادبیات و نوآوری پژوهش

نوآوری اصلی این پژوهش در ترکیب زمان سه حوزه مستقل اما مرتبط شامل تمرکز مشتری، سرعت تعدیل اهرم و ریسک سقوط قیمت سهام نهفته است؛ به‌گونه‌ای که تاکنون در ادبیات مالی، بررسی جامعی از تعامل این متغیرها در قالب یک چارچوب تحلیلی منسجم ارائه نشده است. درحالی‌که مطالعات پیشین عمدتاً به بررسی جداگانه اثر تمرکز مشتری بر ریسک‌های اطلاعاتی یا تأثیر ریسک سقوط قیمت سهام بر ساختار سرمایه پرداخته‌اند، این پژوهش برای نخستین‌بار نقش تعدیلگر ریسک سقوط قیمت سهام در رابطه بین تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم شرکت‌ها را به‌صورت تجربی بررسی می‌کند.

از منظر نظری، این پژوهش با تلفیق نظریه ساختار سرمایه پویا، نظریه عدم تقارن اطلاعاتی و ادبیات ریسک سقوط قیمت سهام، بینش جدیدی در خصوص رفتار تعدیل اهرم شرکت‌ها در شرایط وابستگی به مشتریان عمده ارائه می‌دهد. بر اساس ادبیات نظری، تمرکز مشتری با سرعت تعدیل اهرم دارای ارتباط است و از طریق افزایش یا کاهش ریسک سقوط قیمت سهام می‌تواند این رابطه را تشدید یا تضعیف نماید، موضوعی که در پژوهش‌های پیشین کمتر موردتوجه قرار گرفته است.

از منظر تجربی، نوآوری این پژوهش در استفاده از شاخص‌های دقیق برای سنجش تمرکز مشتری و ریسک سقوط قیمت سهام و به‌کارگیری مدل تعدیل جزئی اهرم در یک چارچوب تعاملی است. همچنین، بررسی این روابط در بستر بازار سرمایه ایران، به‌عنوان یک بازار نوظهور با سطح بالای عدم تقارن اطلاعاتی، شواهد جدیدی فراهم می‌آورد که می‌تواند قابلیت تعمیم‌یافته‌های مطالعات کشورهای توسعه‌یافته را به چالش کشیده یا تکمیل کند.

در نهایت، این پژوهش با ارائه شواهد جدید در تصمیمات ساختار سرمایه، می‌تواند مبنایی برای توسعه مدل‌های تصمیم‌گیری مالی مدیران و سیاست‌گذاران بازار سرمایه فراهم سازد و مسیر پژوهش‌های آتی در حوزه ریسک‌های مرتبط با مشتریان و پویایی ساختار سرمایه را هموار نماید.



شکل ۱: مدل مفهومی

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر توصیفی - همبستگی باهدف کاربردی بوده و برای استدلال نتایج مبتنی بر استقرایی - قیاسی است. در این پژوهش برای گردآوری اطلاعات از روش کتابخانه‌ای استفاده شد و شامل دو بخش است: بخش اول آن شامل ادبیات نظری، تعریف، شناسایی مفهوم متغیرهای مستقل و وابسته و بحث‌وبررسی چگونگی ارتباط میان آنها با استفاده از نظریه‌های مربوط است که از کتاب، مقالات، پایگاه‌های اینترنتی و مجلات داخلی و خارجی اعم از گوگل اسکالر، نشریه الزویر، اسکاپوس و... استفاده شده است. بخش دوم، در برگزیده جمع‌آوری داده‌های پژوهش است که داده‌های موردنیاز از نرم‌افزار ره‌آورد نوین، صورت‌های مالی و اطلاعات منتشر شده شرکت‌ها در سایت کدال به‌دست‌آمده است. روش آماری این پژوهش، رگرسیون چندمتغیره بوده، در صورتی که پارامترهای یک مدل رگرسیونی با استفاده از روش حداقل مربعات به‌صورت کارا تخمین زده شده باشند، جملات خطا به‌هم‌وابسته نخواهند بود و واریانس یکسانی خواهند داشت. برای تحلیل‌های توصیفی و استنباطی از نرم‌افزارهای اکسل ۲۰۱۳ و ایویوز ۲۰۱۰ استفاده شده است. جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۲ است که برای همگن‌سازی جامعه آماری به‌منظور انتخاب شرکت‌ها محدودیت‌هایی اعمال شده است.

جدول ۱: فرایند غربالگری شرکت‌های نمونه

تعداد	معیارها (برای حذف شرکت‌ها)
۵۸۶	تعداد کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران تا پایان سال ۱۴۰۲
۳۷۴	تعداد شرکت‌های عضو بورس تهران تا پایان سال مالی ۱۴۰۲
(۴۳)	تعداد شرکت‌هایی که جزو بانک، بیمه، هلدینگ، لیزینگ و مؤسسات مالی بوده‌اند
(۵۲)	تعداد شرکت‌هایی که سال مالی آنها منتهی به ۲۹ اسفند نبوده یا در قلمرو زمانی پژوهش وقفه و تغییر سال مالی داشته‌اند.
(۶۶)	تعداد شرکت‌هایی که در قلمرو زمانی ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۲ در بورس فعال نبوده‌اند
۱۱۳	"تعداد شرکت‌های باقیمانده"

۳-۱. مدل‌های پژوهش

در این پژوهش به پیروی از پژوهش رحمان و همکاران (Rehman et al., 2022) برای آزمون فرضیه اول از رابطه رگرسیون (۱) و برای آزمون فرضیه دوم از رابطه رگرسیون (۲) استفاده شده است.

$$\Delta L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CC_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\Delta L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CC_{i,t} + \alpha_2 WNCSKEW_{i,t} + \alpha_3 CC_{i,t} WNCSKEW_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

مطابق رابطه‌های فوق، L برابر است با سرعت تعدیل اهرم، CC تمرکز مشتری، $WNCSKEW$ ریسک سقوط قیمت سهام و $\sum Control_{i,t}$ نشان‌دهنده متغیرهای کنترلی رابطه‌ها است.

۳-۲. متغیرهای پژوهش

۳-۲-۱. متغیر وابسته: سرعت تعدیل اهرم (λ)

از رابطه (۳) برای برآورد سرعت تعدیل اهرم برای هر سال - شرکت به پیروی از ژو و همکاران (۲۰۱۶) استفاده شده است. این رابطه مبتنی بر نظریه توازن پویا است و براین اساس شرکت‌ها دارای یک ساختار سرمایه هدف هستند و تلاش می‌کنند با برقراری موازنه بین هزینه انحراف از ساختار سرمایه هدف و هزینه دستیابی به ساختار سرمایه هدف به سمت آن حرکت کنند، طوری که بیشترین ارزش برای شرکت حاصل شود.

$$\Delta L_{i,t} = \lambda(L_{i,t}^* - L_{i,t-1}) + \mu_{i,t} \quad (3)$$

در رابطه فوق $L_{i,t}$ ، $L_{i,t}^*$ و $L_{i,t-1}$ به ترتیب معرف نسبت اهرم واقعی، اهرم هدف و اهرم سال قبل شرکت i در زمان t است که به عنوان متغیرهای سنجش اهرم شرکت، استفاده شده و اهرم از تقسیم کل بدهی‌ها بر کل دارایی‌های شرکت به دست آمده است. $\mu_{i,t}$ مشخص کننده جزء خطا و λ نشان می‌دهد که شرکت‌ها با چه سرعتی به سمت اهرم هدف حرکت می‌کنند (Frank & Goyal, 2004). بر اساس ادبیات مطابق با رابطه (۴) و پژوهش انجام شده توسط منصوری و همکاران (۱۴۰۳)، اهرم هدف به صورت مستقیم قابل اندازه گیری نبوده و باید تابعی از متغیرهای سطح شرکت، صنعت و اقتصاد کلان باشد.

$$L_{i,t}^* = \beta X_{i,t-1} \quad (4)$$

ویژگی‌های شرکت که بر اساس مدل ژو و همکاران (۲۰۱۶) است، شامل: اندازه، فرصت‌های رشد، نسبت مخارج سرمایه‌ای و ارزش دارایی‌های نامشهود است. اندازه (Size) با لگاریتم طبیعی دارایی‌ها، فرصت‌های رشد (Growth) با، نسبت ارزش بازار شرکت به ارزش دفتری آن، نسبت مخارج سرمایه‌ای (Expenditure) با دارایی‌های ثابت مشهود به مجموع دارایی‌ها و ارزش دارایی‌های نامشهود (Sale) نیز با نسبت هزینه‌های فروش، اداری و عمومی به فروش اندازه گیری می‌شوند.

۳-۲-۲. متغیر مستقل: تمرکز مشتری (CC)

شاخص تمرکز مشتری شرکت i برای سال t بر اساس مشتریان عمده طبق رابطه (۵) محاسبه می‌شود. مطابق با بیانیه ۱۳۱ هیئت تدوین استانداردهای حسابداری بین‌المللی ایران، در صورتی که درآمد حاصل از فروش به یک مشتری بیشتر از ده درصد کل درآمد شرکت باشد باید اسامی این مشتریان در صورت‌های مالی افشا شود که در این پژوهش از این مبنا استفاده شده است. تمرکز مشتری بر اساس شاخص هرفیندال - هیرشمن اندازه گیری می‌شود و دو عامل را در نظر می‌گیرد، یکی تعداد مشتریان عمده که با شرکت در تعامل هستند و دیگری اهمیت نسبی هر مشتری در درآمد سالانه شرکت. دامنه محاسبه شده بین ۰ و ۱ است و هر چه مقدار به دست آمده به ۱ نزدیک‌تر باشد یعنی مشتریان عمده سهم بیشتری از فروش شرکت را داشته‌اند (Chang et al., 2014).

$$CC_{i,t} = \sum_{j=1}^i \left(\frac{SALE_{i,j,t}}{SALE_{i,t}} \right)^2 \quad (5)$$

در رابطه فوق، $SALE_{i,j,t}$ فروش شرکت i به مشتری عمده j در سال t و $SALE_{i,t}$ فروش کل شرکت i در سال t است.

۳-۲-۳. متغیر تعدیلگر: ریسک سقوط قیمت سهام (W)

در این پژوهش ریسک سقوط قیمت سهام به عنوان متغیر تعدیلگر در نظر گرفته شده است، برای تشخیص دوره‌هایی که در آن سقوط اتفاق افتاده است، از معیار چولگی منفی بازده سهام (NCSKEW) استفاده می‌شود، بدین صورت که هرچه مقدار ضریب منفی چولگی بیشتر باشد آن شرکت در معرض ریسک سقوط قیمت سهام بیشتری است که از طریق رابطه زیر به محاسبه آن می‌پردازیم (Chen et al., 2001).

$$NCSKEW_{it} = - \left[\frac{n(n-1)^{3/2} \sum Wn}{(n-1)(n-2)(\sum W^2n)^{3/2}} \right] \quad (۶)$$

W_{it} بازده ماهانه خاص شرکت i برای ماه t و n تعداد بازده ماهانه مشاهده شده در طی سال مالی، بازده ماهانه خاص شرکت (W) با استفاده از معادله (۷) به دست می‌آید؛ که برابر است با لگاریتم طبیعی عدد یک به علاوه عدد باقیمانده ϵ_t که از معادله (۸) محاسبه می‌شود.

$$W_{it} = \ln(1 + \epsilon_{j,t}) \quad (۷)$$

$$R_{j,t} = \alpha_j + \beta_1 r_{m,t-2} + \beta_2 r_{m,t-1} + \beta_3 r_{m,t} + \beta_4 r_{m,t+1} + \beta_5 r_{m,t+2} + \epsilon_{j,t} \quad (۸)$$

$r_{j,t}$ بازده سهام شرکت j در ماه t و $r_{m,t}$ بازده ماهانه بازار (بر اساس شاخص بازار) را نشان می‌دهد. در این رابطه، هرچه مقدار NCSKEW یک شرکت بیشتر (منفی‌تر) باشد، نشان می‌دهد که توزیع بازده آن شرکت در سمت چپ کشیده‌تر بوده و احتمال سقوط شدید قیمت سهام در آینده بیشتر است؛ بنابراین، مقدار بالاتر NCSKEW معادل با ریسک سقوط قیمت سهام بیشتر است.

۳-۲-۴. متغیرهای کنترلی

اندازه شرکت (SIZE): جهت محاسبه این متغیر از لگاریتم کل دارایی‌های شرکت برای این متغیر استفاده شده است که نشان‌دهنده نوسانات کمتر دارایی، شفافیت بیشتر و دسترسی آسان به بدهی‌های عمومی است (Rehman et al., 2022).

ساختار دارایی‌ها (TANG): برای این متغیر از تقسیم دارایی‌های ثابت بر کل دارایی‌ها استفاده شده است. شرکت‌هایی با دارایی‌های ثابت مشهود بالا، ریسک ورشکستگی و هزینه بهره کمتر و دارای اعتبار بیشتری هستند (Devos et al., 2017).

نرخ مؤثر مالیات (TAX): برابر است با قدرمطلق نسبت هزینه مالیات بر سود خالص پس از کسر مالیات. چون نرخ مالیات بر سود خالص نهایی تأثیر دارد و سودآوری شرکت هم زمانی که نسبت بدهی از سطح بهینه فراتر می‌رود، با اهرم نسبت عکس دارد (Byoun, 2008).

نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام (BM): نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار تأثیر رقابتی بر تغییر اهرم دارد زیرا با افزایش این نسبت انگیزه برای شرکت فراهم می‌شود که بتواند با محدود کردن نسبت اهرمی خود از فرصت‌های سرمایه‌گذاری آتی استفاده کند و یا به دلیل نیاز به بودجه اضافی برای سرمایه‌گذاری‌های آتی، منجر به افزایش اهرم می‌شود (Wanzenried & Drobetz, 2006).

نرخ بازده دارایی‌ها (ROA): نرخ بازده دارایی‌ها یکی از عوامل تأثیرگذار بر اهرم است، زیرا زمانی که بازدهی فراتر از سطح بهینه باشد با بدهی‌ها ارتباط منفی دارد و از نسبت سود عملیاتی قبل از مالیات بر مجموع دارایی‌ها استفاده شده است (خدادادی و همکاران، ۱۳۹۶).

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی و آزمون مانایی

از آنجایی که یکی از فرایندهای تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش دسته‌بندی و معنی‌دادن به داده‌های جمع‌آوری شده است، پس با استفاده از معیارهای تأیید شده در پژوهش‌های اخیر به دسته‌بندی آنها برای تبدیل داده‌ها به متغیرها و سپس به توصیف شاخص‌های متغیرها پرداخته شده است؛ بنابراین، برای توصیف شاخص‌های آماری اطلاعات جمع‌آوری شده با توجه به مقیاس‌های اندازه‌گیری از شاخص‌های توصیفی استفاده شده است.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	میانگین	میانه	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
تمرکز مشتری	CC	۰/۳۵	۰/۲۲	۰/۳۱	۰/۰۰	۰/۹۸
سرعت تعدیل اهرم	ΔL	۰/۴۲	۰/۴۸	۰/۴۹	-۱/۸۶	۱/۲۱
ریسک سقوط قیمت سهام	W	۰/۱۲	۰/۰۴	۰/۰۹	-۱/۵	۱/۷
اندازه شرکت	SIZE	۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۲۳	۰/۰۰	۰/۹۲
نرخ مؤثر مالیات	TAX	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۰۹	-۳/۰۶	۰/۲۹
ساختار دارایی‌ها	TANG	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۱۶	۰/۰۰	۰/۸۴
ارزش دفتری به بازار	BM	۰/۱۲	۰/۰۳	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۹۲
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	۰/۱۵	۰/۱۰	۰/۱۵	۰/۰۰	۰/۷۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) نشان‌دهنده آمار توصیفی متغیرهای پژوهش است. میانگین تمرکز مشتری که متغیر مستقل پژوهش است، برابر با ۰/۳۵ است، یعنی به طور متوسط حدود ۳۵ درصد از فروش‌های شرکت به مشتریان عمده در جامعه مورد بررسی بوده است. این عدد مشابه پژوهش‌های انجام شده پارسایی و سهرابی (۱۴۰۱) و خدادادی و همکاران (۱۳۹۶) به ترتیب ۰/۳۸ و ۰/۲۷ است. میانگین سرعت تعدیل اهرم در این پژوهش ۰/۴۲ بوده که نزدیک به پژوهش رامشه و قره‌خانی (۱۳۹۷) معادل ۰/۴۰ بوده و برای پژوهش رستمی و همکاران (۱۴۰۱) برابر ۰/۵۰ است و مقادیر میانگین و میانه نزدیک به هم بوده که نشان‌دهنده توزیع متقارن این متغیرها است. میانگین ریسک سقوط قیمت سهام ۰/۱۲ است که نزدیک به پژوهش اخگر و همکاران (۱۴۰۲) برابر ۰/۱۹ است که نشان می‌دهد طی سال‌های مختلف ۰/۱۲ از شرکت‌های بررسی شده دارای ریسک سقوط قیمت سهام بوده‌اند و میانگین نرخ بازده دارایی‌ها برابر با ۰/۱۵ شده است که نزدیک به پژوهش صالحی و همکاران (۱۴۰۲) برابر با ۰/۱۴ شده است. نرخ مؤثر مالیاتی هم ۰/۱۳ بوده است و تفاوت معناداری را با نرخ مؤثر قانونی شرکت‌های بورسی (۰/۲۲/۵) نشان می‌دهد.

قبل از برآورد مدل رگرسیون بر روی داده‌ها، لازم است مانایی تک‌تک متغیرها بررسی شود؛ زیرا در صورتی که متغیرها نامانا باشند، باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. باتوجه به جدول ۳ مقدار سطح معناداری آزمون لوین - لین چوی برای همه متغیرها کمتر از ۰/۰۵ است که همین نشان‌دهنده مانایی متغیرها است.

جدول ۳: نتایج آزمون مانایی متغیرهای مدل

متغیر	نماد	آماره	احتمال	نتیجه
تمرکز مشتری	CC	-۶/۵۵۴	۰/۰۰۰	مانا
سرعت تعدیل اهرم	ΔL	-۴/۹۶۱	۰/۰۰۰	مانا
ریسک سقوط قیمت سهام	W	-۱۴/۰۱۹	۰/۰۰۰	مانا
اندازه شرکت	SIZE	-۲۲/۴۸۲	۰/۰۰۰	مانا
نرخ مؤثر مالیات	TAX	-۱۵/۵۳۰	۰/۰۰۰	مانا
ساختار دارایی‌ها	TANG	-۱۰/۳۳۱	۰/۰۰۰	مانا
ارزش دفتری به بازار	BM	-۱۶/۹۶۵	۰/۰۰۰	مانا
نرخ بازده دارایی‌ها	ROA	-۲۶/۹۷۳	۰/۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. برآورد مدل و نتایج حاصل از فرضیه اول

در پژوهش حاضر ارتباط فرضیات با استفاده از داده‌های ترکیبی برآورد شده است. در تحلیل داده‌های ترکیبی، ابتدا باید نوع الگوی متناسب با شرایط پژوهش و داده‌های مورد بررسی تعیین شود. در ترکیب داده‌های مقطعی و سری‌های زمانی، اگر ضرایب اثرات مقطعی و اثرات زمانی معنی‌دار نشود، می‌توان داده‌ها را با یکدیگر ترکیب کرده و به‌وسیله یک رگرسیون حداقل مربعات معمولی به‌صورت پول یا پنل تخمین زد. برای تشخیص روش پول یا پانل از آزمون F لیمر (چاو) استفاده خواهد شد. در صورتی که نتیجه آزمون بیانگر روش پانل باشد، لازم است با استفاده از آزمون هاسمن، نوع اثرات ثابت یا تصادفی برای رگرسیون پانل را نیز بررسی نمود.

جدول ۴: نتایج آزمون F لیمر (چاو) و آزمون هاسمن

نام آزمون	مقدار آماره	سطح معناداری
F لیمر	۶/۲۷	۰/۰۰۰
هاسمن	۱/۷۵	۰/۳۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابراین، مطابق جدول ۴، برای انتخاب الگوی مناسب اول از آزمون F لیمر (چاو) و سپس از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. در آزمون چاو برای رابطه مذکور سطح معناداری مشاهده می‌شود و همین نشان‌دهنده استفاده از مدل اثرات ثابت است؛ زیرا آزمون هاسمن باتوجه به سطح معناداری بیش از ۵ درصد رد می‌شود.

جدول ۵: نتایج آزمون فرضیه اول $\Delta L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CC_{i,t} + \sum \alpha_i Control_{i,t} + \epsilon_{i,t}$

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	عامل تورم واریانس
تمرکز مشتری	CC	۰/۰۱	۰/۰۰	۷/۴۴	۰/۰۰	۱/۴۸
نرخ بازده دارایی	ROA	-۰/۱۰	۰/۰۴	-۲/۱۰	۰/۰۳	۱/۱۰
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۴۰	۰/۱۶	-۲/۴۸	۰/۰۱	۱/۶۰
ارزش دفتری به بازار	BM	۰/۱۷	۰/۱۰	۱/۶۳	۰/۱۰	۱/۷۶
ساختار دارایی‌ها	TANG	۰/۳۵	۰/۱۴	۲/۴۴	۰/۰۱	۲/۵۳
نرخ مؤثر مالیات	TAX	-۰/۰۷	۰/۰۷	-۰/۹۴	۰/۳۴	۲/۱۶
ضریب تعیین	R ²	۰/۵۹	-	-	-	-
آماره دوربین واتسون	DW	۲/۱۲	-	-	-	-

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، ضریب تمرکز مشتری که متغیر مستقل پژوهش است برابر است با ۰/۰۱ و سطح معناداری آن کمتر از ۵ درصد است، به این معنا است که میان تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم ارتباط مثبت و معنادار وجود دارد. ضریب تعیین (۰/۵۹)، سطح معناداری آماره F فیشر (۰/۰۰۰) است که کمتر از سطح خطای مورد پذیرش یعنی (۵درصد) است. همچنین مقدار میانگین آماره تورم واریانس به این دلیل که کمتر از ۵ شده است، بیانگر عدم وجود هم‌خطی شدید میان متغیرهای فرضیه اول است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود میان متغیرهای نرخ بازده دارایی‌ها و اندازه شرکت با سرعت تعدیل اهرم ارتباط منفی و معنادار وجود دارد و میان ساختار دارایی‌ها و سرعت تعدیل اهرم ارتباط مثبت و معنادار دیده می‌شود و بالعکس میان نرخ مؤثر مالیات و ارزش دفتری به بازار با سرعت تعدیل اهرم ارتباط معنادار وجود ندارد و نقش کنترلی را ایفا نمی‌کنند. در این پژوهش برای رفع هم‌زمان خودهمبستگی خطاهای مدل و ناهمسانی واریانس از رگرسیون حداقل مربعات معمولی به روش خطای استاندارد مقاوم استفاده شده است (پترسن، ۲۰۰۹).

۴-۳. برآورد مدل و نتایج حاصل از فرضیه دوم

بر اساس نتایج جدول (۶) با توجه سطح معناداری در آزمون‌های انجام شده و مشاهده معناداری در آزمون چاو و رد معناداری در آزمون هاسمن، به‌منظور تعیین الگو مناسب از آزمون F لیمر (چاو) استفاده شده است، آزمون چاو برای رابطه مذکور نشان می‌دهد که باید از مدل اثرات ثابت استفاده شود.

جدول ۶: نتایج آزمون F لیمر (چاو) و آزمون هاسمن

نام آزمون	مقدار آماره	سطح معناداری
F لیمر	۸/۰۳	۰/۰۰۰
هاسمن	۳/۴۲۹	۰/۸۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش

همان گونه که در جدول (۷) مشاهده می شود، سطح معناداری متغیر مستقل که تمرکز مشتری است برابر است با؛ (۰/۰۴) که می توان گفت متغیر مستقل و وابسته دارای رابطه معناداری هستند؛ زیرا کمتر از ۵ درصد است، سطح معناداری متغیر ضریبی برابر است با ۰/۰۳ و بر اساس ضریب متغیر مستقل که برابر است با ۰/۰۳ و ضریب متغیر ضریبی که ۰/۰۲- است، می توان گفت ریسک سقوط قیمت سهام رابطه تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم را تقویت می کند. در رابطه با متغیرهای کنترلی؛ اندازه شرکت و نرخ بازده دارایی ها ارتباط منفی و معنادار را به عنوان متغیر کنترلی ایفا می کنند و همین گونه ارزش دفتری به بازار با سرعت تعدیل اهرم ارتباط مثبت و معنادار دارد.

جدول ۷: نتایج آزمون فرضیه دوم^۱

متغیر	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال	عامل تورم واریانس
تمرکز مشتری	CC	۰/۰۳	۰/۰۲	۱/۷۵	۰/۰۴	۴/۰۲۴
ریسک سقوط قیمت سهام	W	۰/۰۲	۰/۰۱	۲/۲۵	۰/۰۲	۱/۹۶۱
تمرکز مشتری × ریسک سقوط قیمت سهام	CC×W	-۰/۰۲	۰/۰۱	-۲/۱۸	۰/۰۳	۳/۱۵۳
ساختار دارایی ها	TANG	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۰۵	۰/۹۵	۱/۴۳۳
اندازه شرکت	SIZE	-۰/۴۳	۰/۰۹	-۴/۳۳	۰/۰۰	۲/۳۵۷
نرخ بازده دارایی	ROA	-۰/۱۰	۰/۰۳	-۲/۸۶	۰/۰۰	۲/۹۳
ارزش دفتری به بازار	BM	۰/۱۴	۰/۰۴	۳/۱۵	۰/۰۰	۳/۰۷
نرخ مؤثر مالیات	TAX	۰/۰۴	۰/۰۳	۱/۱۸	۰/۳۳	۱/۱۳
ضریب تعیین	R ²	۰/۵۹	-	-	-	-
آماره دوربین واتسون	DW	۱/۵۶	-	-	-	-

منبع: یافته های پژوهش

۵. نتیجه گیری و پیشنهادها

اگرچه پژوهش های بسیاری به عوامل مؤثر بر سرعت تعدیل اهرم پرداخته اند، اما به دلیل وجود نظریه های رقیب در خصوص ساختار سرمایه، هنوز درک روشنی از تأثیرگذاری تمام عوامل وجود ندارد. هدف از پژوهش حاضر، بررسی رابطه میان تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم و نقش تعدیلگر ریسک سقوط قیمت سهام است. بر اساس نتایج، تمرکز مشتری باعث افزایش در سرعت تعدیل اهرم می شود. مطابق با ادبیات نظری؛ اهرم مالی بهینه، کارایی بهتر شرکت را نشان می دهد؛ بنابراین، مشتریان ترجیح می دهند در شرکت هایی اقدام به سرمایه گذاری نمایند که کارایی و شهرت بیشتری داشته باشند. تأمین کنندگان به منظور نگهداری مشتریان خود اقدام به تعدیل اهرم مالی که دچار انحراف از اهرم هدف شده است، می کنند. این رفتار می تواند ناشی از تلاش

1. $\Delta L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CC_{i,t} + \alpha_2 WNCSEW_{i,t} + \alpha_3 CC_{i,t} WNCSEW_{i,t} + \sum \beta_i Control_{i,t} + \epsilon_{i,t}$

شرکت‌ها برای حفظ کارایی عملیاتی، اعتبار مالی و روابط استراتژیک با مشتریان باشد؛ عواملی که برای مشتریان عمده اهمیت حیاتی دارد.

بر اساس پژوهش لی (۲۰۲۰) ریسک سقوط قیمت سهام باعث یک سقوط ناگهانی و تأثیر منفی بر ارزش شرکت می‌شود و این احتمال وجود دارد که مشتریان تمایلی به سرمایه‌گذاری در چنین شرکت‌هایی نداشته باشند؛ بنابراین، مطابق با نتایج پژوهش حاضر و پژوهش‌های انجام شده، ریسک سقوط قیمت سهام باعث تقویت ارتباط میان تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم می‌شود؛ زیرا زمانی که ریسک سقوط قیمت سهام بیشتر می‌شود، متقابلاً نگرانی‌های تأمین‌کنندگان برای ازدست‌دادن مشتریان بیشتر می‌شود، با این هدف که با رفع یکی از انحرافات شرکت وضعیت شرکت مطلوب‌تر شود و تلاش می‌کنند که تعدیل اهرم را بهتر و بیشتر انجام دهند. بر اساس نتایج حاصل از پژوهش حاضر، تمرکز مشتری ارتباط مثبت و معناداری با سرعت تعدیل اهرم دارد، شرکت‌ها می‌توانند با انتخاب هرچه بهتر و صحیح‌تر مشتریان خود، تأثیر چشمگیری را در سرعت تعدیل اهرم ایجاد کنند؛ بنابراین، پژوهش حاضر با یافته‌های پژوهش رحمان و همکاران (۲۰۲۰) همخوانی دارد. همین‌گونه ریسک سقوط قیمت سهام می‌تواند ارتباط میان تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم را تقویت کند، بنابراین، فعالان اقتصادی و تأمین‌کنندگان در نظر دارند، زمانی که شرکت دارای مشتریان متمرکز باشد تلاش می‌کنند که ارزش شرکت را حفظ نمایند و اگر هم‌زمان اهرم شرکت بهینه نباشد و ریسک سقوط قیمت سهام به وجود آید، ارزش شرکت با تأثیرات منفی روبه‌رو می‌شود.

پیشنهاده‌ها

یافته‌های این پژوهش می‌تواند پیامدهای گوناگونی جهت ارتباط مشتریان و عوامل مرتبط با شرکت داشته باشد، بر اساس نتایج حاصل شده از فرضیات پیشنهاد می‌گردد.

۱. مدیران مالی شرکت‌ها هنگام طراحی و بازنگری ساختار سرمایه، لازم است میزان تمرکز مشتریان و حساسیت ارزش شرکت نسبت به تغییرات آن به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی تصمیم‌گیری را مدنظر قرار دهند و در صورت وجود مشتریان عمده، فرایند تعدیل ساختار سرمایه را سریع‌تر و دقیق‌تر مدیریت کنند.

۲. باتوجه‌به نقش تعدیلگر ریسک سقوط قیمت سهام در رابطه بین تمرکز مشتری و سرعت تعدیل اهرم، به شرکت‌ها توصیه می‌شود سطح شفافیت اطلاعاتی، کیفیت گزارشگری مالی و افشای به‌موقع اطلاعات بااهمیت را بهبود بخشد. این اقدام می‌تواند از انباشت اخبار منفی، واکنش‌های هیجانی بازار و کاهش ناگهانی قیمت سهام جلوگیری کرده و در نهایت به ثبات تصمیمات ساختار سرمایه کمک کند.

۳. شرکت‌ها باید استراتژی‌های مؤثری برای حفظ و مدیریت روابط بلندمدت با مشتریان کلیدی اتخاذ نمایند. اقداماتی نظیر ارتقای کیفیت خدمات، تضمین ثبات در زنجیره تأمین، تنوع‌بخشی به پایگاه مشتریان و شفاف‌سازی وضعیت مالی شرکت می‌تواند وابستگی پرریسک به مشتریان عمده را کاهش داده و انعطاف‌پذیری مالی شرکت را افزایش دهد.

به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود؛ با دسته‌بندی ویژگی‌های مشتریان (نظیر قدرت چانه‌زنی، ثبات تقاضا، صنعت مشتری و افق همکاری)، درک عمیق‌تری از نحوه تأثیر تمرکز مشتری بر سرعت تعدیل اهرم شرکت‌ها ارائه دهند. همچنین بررسی نقش ساختار دارایی‌ها، و فرصت‌های رشد، چرخه عمر شرکت و شرایط رقابتی بازار به عنوان متغیرهای تعدیلگر یا میانجی می‌تواند به توسعه ادبیات نظری در حوزه ساختار سرمایه و ریسک‌های مرتبط با مشتریان کمک شایانی نماید.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد خانم **مهناز خیراندیش** در رشته حسابداری است که تحت راهنمایی دکتر محمد امید اخگر و با مشاوره دکتر **شادی حسن‌زاده** در گروه حسابداری، دانشگاه کردستان انجام شده است.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

شناسه اُرکید (ORCID)

<https://orcid.org/0000-0003-0966-1115>

محمد امید اخگر



<https://orcid.org/0000-0002-9924-8035>

شادی حسن‌زاده



<https://orcid.org/0009-0007-9756-2868>

مهناز خیراندیش



منابع و مأخذ

- احمدی، محمدعلی، صالحی، اله کرم، نصیری، سعید و جرگر زاده، علیرضا. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر عدم اطمینان محیطی بر سرعت تعدیل اهرم هدف. *دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۲(۴۶)، ۲۴۸-۲۲۵. https://www.jik-ifea.ir/article_21511.html
- اخگر، محمد امید، امینی، پیمان، مرادی، آزاده. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر عملکرد زیست‌محیطی بر ریسک سقوط قیمت سهام با تأکید بر محافظه‌کاری حسابداری. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱۳(۱)، ۱۲۱-۱۴۰. <https://doi.org/10.22051/jera.2022.35965.2855>
- افلاطونی، عباس، حسین، تمجیدی و شکوری‌نسب، نیما. (۱۴۰۰). تأثیر اعتبار تجاری بر سرعت تعدیل اهرم. *مجله دانش حسابداری*، ۱۲(۳)، ۲۹-۴۸. <https://doi.org/10.22103/jak.2021.16817.3378>
- منصوری، کفسان، افلاطونی، عباس و زلفی، حسن. (۱۴۰۳). لحن گزارش مدیریت و سرعت تعدیل اهرم. *مجله دانش حسابداری*، ۱۱(۱)، ۸۳-۱۰۱. <https://doi.org/10.22103/jak.2023.21132.3858>
- برومند، نفیسه، نریمانی، رسولی و باقری، مرتضی. (۱۴۰۱). نقش توانایی مدیریت در تمرکز مشتری و عملکرد شرکت. *رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری*، ۶(۲۱)، ۴۵۸-۴۷۰. <https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/1432>

- پارسایی، منا، سهرابی، سارا. (۱۴۰۱). بدهی‌های تجاری و چسبندگی هزینه‌ها با تأکید بر مشکل نمایندگی و تمرکز مشتری. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۱۲(۲)، ۶۵-۹۰. <https://doi.org/10.22051/jera.2022.39783.2989>
- خدادادی، ولی، ویسی، سجاد و چراغی‌نیا، علی. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین تمرکز مشتری و حق الزحمه حسابرسی. *دانش حسابداری مالی*، ۴(۱)، ۴۵-۶۰. https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1099.html
- رضایی، فرزین، نصیری، ناصر و حقیق، ناصر. (۱۳۹۹). سودمندی درجه تمرکز بازار در پیش‌بینی بازده سهام گروه‌های صنعتی. *بورس اوراق بهادار تهران. مطالعات مدیریت بهبود و تحول*، ۲۰(۶۲)، ۶۱-۸۹. https://jmsd.atu.ac.ir/article_3664.html
- رستمی، وهاب، مهرآور، مهدی و کارگر، حامد. (۱۴۰۱). تأثیر مدیریت ریسک بر سرعت تعدیل اهرم مالی در مراحل چرخه عمر شرکت‌ها. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۴(۱)، ۵۹-۸۸. <https://doi.org/10.22099/jaa.2022.44253.2256>
- رامشه، منیژه و قره‌خانی، محسن. (۱۳۹۷). سرعت تعدیل اهرم در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز مدیریت مالی*، ۸(۲۲)، ۱۱۳-۱۳۴. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26454637.1397.8.22.5.9>
- شیرمردی، سیده نرجس، صامتی، مجید، شریفی رنان، حسین. (۱۴۰۳). نقش شوک‌های نااطمینانی مالی، مدل پنج عاملی فاما-فرنچ و مومنتوم در بازار سرمایه و تأثیرات آن بر بازده سهام. *پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۶(۶۱)، ۱-۵۰. <https://doi.org/10.30495/faar.2024.709442>
- دولو، مریم و سعادت سعادت آبادی، علی. (۱۳۹۷). بازگشت اهرم به میانگین و عدم تقارن در سرعت تعدیل ساختار سرمایه. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، ۱۰(۱)، ۷۴-۵۵. <https://doi.org/10.22108/far.2018.107309.1158>
- صالحی، مهدی، رستمی، وهاب و کارگر، حامد. (۱۴۰۲). تأثیر واگرایی عقاید سرمایه‌گذاران بر سرعت تعدیل اهرم مالی به سمت اهرم بهینه. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۱۵(۱)، ۲۰۹-۲۲۶. <https://doi.org/10.22099/jaa.2023.46960.2312>
- فرزاد، سرو و قاسمی، جمال. (۱۳۹۹). شناسایی عوامل موثر بر سقوط قیمت سهام (مرور ادبیات). *بررسی‌های بازرگانی*، ۱۸(۱۰۱)، ۱۱۱-۱۳۲. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26767562.1399.18.101.7.2>

References

- Aflatooni, A., Tamjidi, N. & Shakori Nasab, H. (2021). The Effect of Trade Credit on Leverage Adjustment Speed. *Journal of Accounting Knowledge*, 12(3), 29-48. <https://doi.org/10.22103/jak.2021.16817.3378> (In Persian)
- Ahmadi, M. A., Salehi, A., Nasiri, S. & Jorjorzadeh, A. (2023). Impact of Environmental Uncertainty on on speed of adjustment to target leverage. *Journal of Investment Knowledge*, 12(46), 225-248. https://www.jik-ifea.ir/article_21511.html (In Persian)
- Akhgar, M. O., Amini, P. & Moradi, A. (2023). The Effect of Environmental Performance on Stock Price Crash Risk with Emphasis on Conservative Accounting in TSE. *Empirical Research in Accounting*, 13(1), 121-140. <https://doi.org/10.22051/jera.2022.35965.2855> (In Persian)
- Borumand, N., Narimani, R. & Bagheri, M. (2022). The role of management ability in customer focus and company performance. *Scientific Journal of New Research Approaches*. 6(21), 458-470 <https://majournal.ir/index.php/ma/article/view/1432> (In Persian)
- Byoun, S. (2008), How and When Do Firms Adjust Their Capital Structures toward Targets?. *The Journal of Finance*, 63(6), 3069-3096. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01421.x>
- Cen, L., Dasgupta, S., Elkamhi, R. & Pungaliya, R. (2015). Reputation and loan contract terms: The role of principal customers. *Review of Finance*, 20(2), 501-533. <https://doi.org/10.1093/rof/rfv014>

- Chang, Y., Chou, R. & Huang, T. (2014). Corporate governance and the dynamics of capital structure: New evidence. *Journal of Banking and Finance*, 48, 374–385.
<https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.04.026>
- Chen, J., Hong, H. & Stein, J. (2001). Forecasting crashes: trading volume, Past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial economics*, 61, 345-381.
[https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00066-6](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00066-6)
- Cook, D. O. & Tang, T. (2010). Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed. *Journal of Corporate Finance*, 16(1), 73-87. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2009.02.003>
- Crawford, S., Huang, Y., Li, N. & Yang, Z. (2020), Customer Concentration and Public Disclosure: Evidence from Management Earnings and Sales Forecasts. *Contemporary Accounting Research*, 37(1), 131-159. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12526>
- Dang, V., Kim, M. & Shin, Y. (2012). Asymmetric capital structure adjustments: new evidence from dynamic panel threshold models. *Journal of Empirical Finance*, 19(4), 465-482.
<https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2012.04.004>
- Davallou, M. & Saadat, A. (2018). Leverage Mean-Reversion and Asymmetry of Speed Adjustment of Capital Structure. *Financial Accounting Research*, 10(1), 55-74.
<https://doi.org/10.22108/far.2018.107309.1158> (In Persian)
- Devos, E., Rahman, S., Tsang, D. (2017). Debt covenants and the speed of capital structure adjustment. *Journal of Corporate Finance*, 45, 1–18.
<https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2017.04.008>
- Dhaliwal, D., Judd, J. S., Serfling, M., & Shaikh, S. (2016). Customer concentration risk and the cost of equity capital. *Journal of Accounting and Economics*, 61(1), 23-48.
<https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2015.03.005>
- Farzad, S. & Qasemi, J. (2020). Identifying to Effective factors of the Stock Price Crash Risk. *Commercial Surveys*, 18(101), 111-132.
<https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26767562.1399.18.101.7.2> (In Persian)
- Faulkender, M., Flannery, M. J., Hankins, K. W., & Smith, J. M. (2012). Cash flows and leverage adjustments. *Journal of Financial economics*, 103(3), 632-646 .
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.10.013>
- Flannery, M., & Rangan, K. (2006). Partial Adjustment toward the Target Capital Structures. *Journal of Financial Economics*, 79(3), 13-371. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.03.004>
- Fischer, E., Robert, H., & Josef, Z. (1989). Dynamic capital structure choice. Theory and Tests. *Journal of Finance*, 44, 19–40. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb02402.x>
- Frank, M., & Goyal, V. (2004). The effect of market conditions on capital structure adjustment. *Finance Research Letters*, 1(1), 47–55. [https://doi.org/10.1016/S1544-6123\(03\)00005-9](https://doi.org/10.1016/S1544-6123(03)00005-9)
- Gyimah, D., Danso, A., Adu-Ameyaw, M. & Agyenim, B. (2022). Firm-level political risk and corporate leverage decisions. *International Review of Financial Analysis*, 84(2), 52-90.
<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102354>
- Goldstein, R., Ju, N., & Leland, H. (2001). The EBIT-based model of dynamic capital structure. *Journal of Business*, 74, 483-512. <https://doi.org/10.1086/322893>
- Gao, W., Zhu, F. & Chen, K. (2023). The role of bank lenders in firm leverage adjustments. *The Journal of Financial Research*. 46(1), 63-97. <https://doi.org/10.1111/jfir.12307>

- Gan, L., Lv, W., & Chen, Y. (2021). Capital structure adjustment speed over the business cycle. *Finance Research Letters*, 39, 101574. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101574>
- Irvine, P., Park, S., Zhan, Ç. (2016). Customer base concentration, profitability, and relationship lifecycle. *The Accounting Review*, 90(3), 883- 906. <https://doi.org/10.2308/accr-51246>
- Kim, Y., Li, H., & Li, S. (2014). Corporate social responsibility and stock price crash risk. *Journal of Banking and Finance*, 43, 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2014.02.013>
- Kolay, M., Lemmon, M., & Tashjian, E. (2016). Spreading the Misery? Sources of Bankruptcy Spillover in the Supply Chain. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(6), 1955–1990. <http://www.jstor.org/stable/44157640>
- Khodadadi, V., Vesey, S. & Cheraghinia, A. (2017). Investigation of the Relationship between Customer-Base Concentration and Audit Fees. *Financial Accounting Knowledge*, 4(1), 45-60. https://jfak.journals.ikiu.ac.ir/article_1099.html?lang=en (In Persian)
- Lemma, T., & Negash, M. (2014), Determinants of the adjustment speed of capital structure: Evidence from developing economies, *Journal of Applied Accounting Research*, 15(1), 64-99. <https://doi.org/10.1108/JAAR-03-2012-0023>
- Lemmon, M. L., Roberts, M. R., & Zender, J. F. (2008). Back to the beginning: persistence and the cross-section of corporate capital structure. *The journal of finance*, 63(4), 1575-1608. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01369.x>
- Lee, S. M., Jiraporn, P. & Song, H. (2020). Customer concentration and stock price crash risk. *Journal of Business Research*, 110, 327–346. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2020.01.049>
- Mansouri, K., Aflatooni, A. & Zalaghi, H. (2024). The Tone of the Management Report and the Speed of Leverage Adjustment. *Journal of Accounting Knowledge*, 15(1), 83-101. <https://doi.org/10.22103/jak.2023.21132.3858> (In Persian)
- Nguyen, T., Bai, M., Hou, G. & Truong, C. (2021), Speed of adjustment towards target leverage: evidence from a quantile regression analysis. *Accounting & Finance*, 61(4), 5073-5109. <https://doi.org/10.1111/acfi.12750>
- Parsaei, M. & Sohrabi, S. (2022). Trade Credit and Cost Stickiness Focusing on the Agency Problem and Customer Concentration. *Empirical Research in Accounting*, 12(2), 65-90. <https://doi.org/10.22051/jera.2022.39783.2989> (In Persian)
- Patatoukas, P. (2012). Customer base concentration: Implications for firm performance and capital markets. *Accounting Review*, 87(2), 363–392. <https://doi.org/10.2308/accr-10198>
- Ramzi, B., Ben-Nasr, H., Nechi, S. & Rjiba, H. (2023). Stock price crash risk and leverage dynamics: Evidence from the GCC countries. *Finance Research Letters*, 54, 103688. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103688>
- Rehman, O.U., Liu, X., Wu, K. & Li, J. (2023) Customer concentration, leverage adjustments, and firm value. *Accounting & Finance*, 63 (2), 2035–2079. <https://doi.org/10.1111/acfi.12947>
- Rezaei, F., Nasiri, N. & Haqeeq, N. (2019). The usefulness of the degree of market concentration in predicting the stock returns of industrial groups, Tehran Stock Exchange. *Improvement and Transformation Management Studies*, 20(62), 61-89. https://jmsd.atu.ac.ir/article_3664.html?lang=en (In Persian)
- Rostami, V., Mehravar, M. & Kargar, H. (2022). The effect of risk management on the speed of adjusting financial leverage in the life cycle stages of companies. *Journal of Accounting Advances*, 14(1), 59-88. <https://doi.org/10.22099/jaa.2022.44253.2256> (In Persian)
- Ramsheh, M. & Gharakhani, M. (2018). Leverage Adjustment Speeds in Tehran Stock Exchange. *Financial Management Perspective*, 8(22), 113-134. <https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26454637.1397.8.22.5.9> (In Persian)

- Shirmardi, S. N., Sameti, M., Sharifi Renan, H. (2024). The role of financial uncertainty shocks, the Fama-French five-factor model and momentum in the capital market and its effects on stock returns. *Financial Accounting and Auditing Research*. 16(61). 01-50.
<https://doi.org/10.30495/faar.2024.709442> (In Persian)
- Salehi, M., Rostami, V. & Kargar, H. (2023). The Effect of Investors' Divergence of Opinions on the Speed of Adjusting the Financial Leverage Towards the Optimal Leverage. *Journal of Accounting Advances*, 15(1), 209-226. <https://doi.org/10.22099/jaa.2023.46960.2312> (In Persian)
- Spiegel, Y. & Spulber, D. F. (1997). Capital structure with countervailing incentives. *The RAND Journal of Economics*, 28(1), 1-24. <https://doi.org/10.2307/2555937>
- Taeyeon, K., Hyun Dong, K. & Kwangwoo, P. (2023). Agency costs of customer concentration. *International Review of Economics & Finance*, 85, 533-558.
<https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.01.025>
- Titman, S. & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *Journal of Financial Economics*, 13(1), 661-682. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb02585.x>
- Vo, T. A., Mazur, M., & Thai, A. (2022). The impact of COVID-19 economic crisis on the speed of adjustment toward target leverage ratio: An international analysis. *Finance research letters*, 45, 102157. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102157>
- Wang, L., & Zhao, X. (2024). Stakeholder relationships and leverage adjustments. *Journal of Business Research*, 112, 89-101.
- Wanzenried, G., & Drobetz, W. (2006). What determines the speed of adjustment to the target capital structure. *Applied Financial Economics*, 16(13), 941-958.
<https://doi.org/10.1080/09603100500426358>
- Zhu, M., Yeung, A. C., & Zhou, H. (2021). Diversify or concentrate: The impact of customer concentration on corporate social responsibility. *International Journal of Production Economics*, 240, 108214. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2021.108214>
- Zhou, Q., Tan, K. J. K., Fat, R. & Zhu, Y. (2016). Deviation from target capital structure, cost of equity and speed of adjustment. *Journal of Corporate Finance*, 39(4), 99-120.
<https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.06.002>

Research Article

The Moderating Role of Digital Economy Infrastructure on the Relationship between Human Development and Urban-Rural Income Gap in Iran

Mostafa Shamsoddini^{*1} , Samineh Ghasemifar¹ 

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management, Economics and Accounting, University of Hormozgan, Bandar Abbas, Iran.

Received 22 May 2026

Revise 18 July 2026

Accepted 30 July 2026

Publish 23 September 2026

Abstract

This study investigates the moderating role of digital economy infrastructure in the relationship between human development and the urban–rural income gap in Iran. Given the spatial and regional nature of provincial data and the presence of spillover effects across provinces, a spatial econometric approach is employed. To this end, data from 31 Iranian provinces over the period 2011–2024 (14 years) are analyzed using the Spatial Durbin Model (SDM). The findings reveal that: (1) human development has a significant negative relationship with the urban–rural income gap (−0.325); (2) digital economy infrastructure directly reduces the income gap (−0.184); (3) more importantly, the interaction effect between human development and the digital economy is positive and statistically significant (0.142), indicating the moderating role of the digital economy. This finding implies that, in provinces with stronger digital infrastructure, the observed gap-reducing effect of human development is weakened, suggesting a substitution effect rather than a complementary effect; and (4) spatial spillover effects are significant, indicating that improvements in human development and digital infrastructure in one province also contribute to reducing the income gap in neighboring provinces. Based on these findings, the study recommends balanced investment in human development and digital infrastructure, greater attention to regional spillover effects, and the design of complementary spatial policies.

Keywords: Urban-Rural Income Gap, Human Development, Digital Economy, Spatial Durbin Model (SDM)

JEL Classification: R12, O15, C33, O33

* **Corresponding Author:** Mostafa Shamsoddini **E-mail:** m.shamsoddini@hormozgan.ac.ir **Tel:** +9876333711000-267

Cite This Article (APA): Shamsoddini, M. & Ghasemifar, S. (2026). The Moderating Role of Digital Economy Infrastructure on the Relationship between Human Development and Urban-Rural Income Gap in Iran. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(3), 167-210. <https://doi.org/10.22034/jepr.2026.145929.1363> [In Persian].

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64657.html?lang=en



© The Author(s), 2026. *Economic Policies and Research*, Published online by University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the [Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Income inequality between urban and rural areas represents a fundamental challenge to Iran's economic development. According to the Statistical Center of Iran, the ratio of urban to rural per capita income has exceeded 2.5 in some years. Over the past decade, Iran has experienced two significant developments: improvements in human development indicators and the rapid expansion of digital economy infrastructure. The key question is whether these trends have reduced or widened the urban–rural income gap and whether digital economy infrastructure can moderate the relationship between human development and income inequality.

The theoretical literature on the relationship between human development and income inequality yields mixed results. The Kuznets curve theory predicts that inequality initially increases and subsequently decreases as development progresses, whereas Sen's capability approach argues that human development directly reduces inequality. The role of digital technologies in income inequality is similarly twofold: some studies emphasize the digital divide and the potential for digitalization to exacerbate inequality, whereas others highlight digital empowerment and its potential to reduce inequality.

Previous studies have paid relatively limited attention to the spatial dimension of this phenomenon. Iranian provinces exhibit substantial spatial heterogeneity due to geographical, cultural, and economic differences, while spillover effects between neighboring provinces may play a role in either widening or narrowing the income gap. New economic geography emphasizes that economic phenomena are not randomly distributed across space but instead tend to form spatial clusters. Three major mechanisms of spatial spillovers between provinces can be identified: trade spillovers, migration spillovers, and digital spillovers.

The theoretical core of this study is the moderating role of digital infrastructure in the relationship between human development and the income gap. Two theoretical scenarios are conceivable: a complementary effect, in which the digital economy enhances the effectiveness of investments in education and health, and a substitution effect, in which the digital economy can replace some of the functions of traditional human development. Based on this framework, four hypotheses are formulated: (1) human development has a negative effect on the income gap; (2) digital economy infrastructure has a negative effect on the income gap; (3) the interaction effect between human development and the digital economy on the income gap is significant; and (4) spatial spillover effects are significant.

Methodology

The study covers 31 provinces of Iran over the period 2011–2024 (14 years). The dependent variable is the urban–rural income gap, measured as the ratio of urban to rural household income. The main independent variable is the Human Development Index (HDI), comprising life expectancy, education, and per capita income. The moderating variable is the Digital Economy Infrastructure Index (DIG), constructed using Principal Component Analysis (PCA) based on five components: internet penetration, fixed broadband, e-government, smartphone penetration, and the value of e-commerce transactions. The control variables include the unemployment rate, government investment, industrial value added, the urbanization rate, population concentration, and inflation.

Moran's I statistic is calculated to examine spatial autocorrelation. The results are positive and statistically significant for all years, with an average value of approximately 0.39, indicating a clustered spatial distribution of the income gap and supporting the use of spatial econometric models. Spatial K-means clustering with a contiguity constraint identifies four distinct clusters: developed urban–digital provinces (6 provinces), industrial–developing provinces (7 provinces), traditional–rural provinces with a moderate income gap (9 provinces), and deprived provinces with a severe income gap (9 provinces).

The spatial LM tests indicate that the model should include the spatial lag of the dependent variable, while the Hausman test supports the use of provincial fixed effects. Accordingly, the Spatial Durbin Model (SDM) with provincial and year fixed effects is selected as the main model. The SDM incorporates both the spatial lag of the dependent variable and spatial lags of the

independent variables. Estimation is performed using Maximum Likelihood Estimation (MLE), and the direct and indirect (spillover) effects are calculated using the effects matrix.

Results and Discussion

The SDM estimation results show that the coefficient of human development is negative and statistically significant (-0.325), confirming Hypothesis 1 that increased human development significantly reduces the income gap. The coefficient of digital economy infrastructure is also negative and statistically significant (-0.184), confirming Hypothesis 2 that improvements in digital infrastructure contribute to reducing the income gap.

The most important finding is the positive and statistically significant interaction coefficient between human development and the digital economy (0.142), indicating a substitution effect rather than a complementary effect. In other words, in provinces with stronger digital infrastructure, the gap-reducing effect of human development is weakened. To illustrate this result more clearly, the net effect of human development on the income gap is calculated at different levels of digital infrastructure. In provinces with low levels of DIG, the gap-reducing effect is strong (-0.467), whereas in provinces with high levels of DIG, the effect is very weak (-0.041).

The spatial autocorrelation coefficient indicates strong spatial dependence. The spillover effects of human development (-0.162) and digital infrastructure (-0.112) are negative and statistically significant, indicating that improvements in these variables in neighboring provinces contribute to reducing the income gap in the target province. The decomposition of effects shows that the total effect of human development (-0.480) is approximately 34% greater than the direct effect (-0.318), highlighting the considerable importance of spatial spillovers.

Among the control variables, the urbanization rate and population concentration are statistically significant. Provinces with higher levels of urbanization have smaller income gaps, as rural areas in these provinces have effectively become more urbanized. By contrast, provinces in which the population is concentrated in one or two major cities exhibit larger income gaps, as remote rural areas remain deprived of access to services.

Conclusion

This study investigates the moderating role of digital economy infrastructure in the relationship between human development and the urban–rural income gap in Iran. The findings show that both human development and digital economy infrastructure have direct negative effects on the income gap. The most important finding is the positive and statistically significant moderating effect, indicating the presence of a substitution effect across Iranian provinces. In provinces with stronger digital infrastructure, the gap-reducing effect of human development is weakened. This finding is consistent with studies conducted in developing countries, and factors such as the growth of online education platforms, the development of rural e-commerce, and the expansion of digital financial services help explain this substitution effect. The high degree of spatial autocorrelation in the income gap indicates that income inequality in Iran is spatially clustered.

Based on the findings, policy recommendations at the national level include balanced investment in human development and the digital economy, with priority given to education and health in rural areas; the use of the digital economy as a compensatory policy in provinces with low levels of human development; targeted digital development in rural areas, particularly through online education and agricultural e-commerce; and reform of the rural ICT financing system.

At the regional level, based on the spatial clustering results, the establishment of a regional digital hub and investment in high-speed rural internet are recommended for the deprived southeastern cluster. For the central cluster, the transfer of digital policy packages from leading provinces to peripheral provinces is recommended. For provinces characterized by a High–Low spatial pattern, strengthening digital infrastructure for rural tourism is recommended.

Additional information

Authors' Contributions

All Authors Contributed Equally to The Writing of The Article.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this article.

Financial Support

The authors received no financial support for the research and publication of this article.

Acknowledgements

The authors also extend their appreciation to all individuals whose constructive comments and guidance contributed to improving the quality of this article.

ORCID



Mostafa Shamsoddini

<https://orcid.org/0000-0001-5855-7512>



Samineh Ghasemifar

<https://orcid.org/0000-0001-6005-6370>

مقاله پژوهشی

نقش تعدیلی زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال بر رابطه بین توسعه انسانی و شکاف درآمد شهری و روستایی در ایران

مصطفی شمس‌الدینی^{۱*}، ثمینه قاسمی فر^۲  

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۰۱ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۴/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۵/۰۸ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۰۱

چکیده

پژوهش حاضر باهدف بررسی نقش تعدیلی زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال بر رابطه بین توسعه انسانی و شکاف درآمدی بین مناطق شهری و روستایی در ایران انجام شده است. باتوجه به ماهیت فضایی - منطقه‌ای داده‌های استانی و وجود اثرات سرریز بین استان‌ها، از رویکرد اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است. بدین منظور، داده‌های ۳۱ استان ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۴۰۳ (۱۴ سال) گردآوری و با استفاده از مدل دوربین فضایی (SDM) برآورد شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که: (۱) توسعه انسانی با شکاف درآمدی همبستگی منفی معناداری دارد (۰/۳۲۵-); (۲) زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال به طور مستقیم شکاف درآمدی را کاهش می‌دهند (۰/۱۸۴-); (۳) مهم‌تر آنکه، اثر تعاملی توسعه انسانی و اقتصاد دیجیتال مثبت و معنادار است (۰/۱۴۲) که نشان‌دهنده نقش تعدیلی اقتصاد دیجیتال است؛ به این معنا که در استان‌هایی با زیرساخت دیجیتال قوی‌تر، ارتباط کاهشی مشاهده‌شده میان توسعه انسانی و شکاف درآمدی تضعیف می‌شود (اثر جانشینی به جای مکملی)؛ (۴) اثرات سرریز فضایی معنادار بوده و نشان می‌دهد که بهبود توسعه انسانی و زیرساخت دیجیتال در یک استان، بر کاهش شکاف درآمدی استان‌های هم‌جوار نیز تأثیر مثبت دارد. بر اساس یافته‌ها، پیشنهادهای سیاستی شامل سرمایه‌گذاری متوازن در توسعه انسانی و زیرساخت دیجیتال، توجه به اثرات سرریز منطقه‌ای و طراحی سیاست‌های مکمل فضایی ارائه شده است.

واژگان کلیدی: شکاف درآمد شهری - روستایی، توسعه انسانی، اقتصاد دیجیتال، مدل دوربین فضایی (SDM)

طبقه‌بندی JEL: O33, C33, O15, R12

* نویسنده مسئول: مصطفی شمس‌الدینی آدرس رایانامه: m.shamsoddini@hormozgan.ac.ir تلفن تماس: ۰۷۶۳۳۳۷۱۱۰۰ - ۲۶۷

استناد به مقاله (APA): شمس‌الدینی، مصطفی و قاسمی فر، ثمینه. (۱۴۰۵). نقش تعدیلی زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال بر رابطه بین توسعه انسانی و شکاف درآمد شهری و روستایی در ایران. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۵(۳)، ۱۶۷-۲۱۰.

<https://doi.org/10.22034/jepr.2026.145929.1363>

https://jepr.uok.ac.ir/article_64657.html

صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه:

۱. مقدمه

نابرابری درآمدی بین مناطق شهری و روستایی، یکی از پایدارترین و چالش‌برانگیزترین مسائل توسعه اقتصادی در ایران معاصر است (بهدانی و محتشمی، ۱۴۰۳). داده‌های مرکز آمار ایران نشان می‌دهد که نسبت درآمد سرانه شهری به روستایی در طول دهه ۱۳۹۰ نه تنها کاهش نیافته، بلکه در برخی سال‌ها به بیش از ۲/۵ برابر نیز رسیده است. این شکاف پایدار، پیامدهای گسترده‌ای فراتر از اقتصاد دارد و به‌عنوان تهدیدی برای انسجام اجتماعی، پایداری جمعیتی و امنیت ملی مطرح شده است (سیف و همکاران، ۱۴۰۳؛ Litwin, 2021؛ شمس‌الدینی، ۱۴۰۵). در سال‌های اخیر، دو تحول ساختاری در کشور ایران رخ داده که هر یک به نوبه خود می‌توانند بر این شکاف تأثیرگذار باشند: نخست، بهبود تدریجی شاخص توسعه انسانی (HDI) شامل افزایش امید به زندگی، گسترش پوشش آموزشی و رشد درآمد سرانه (حاتمی شامیر و همکاران، ۱۴۰۲). دوم، توسعه شتابان زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال شامل نفوذ اینترنت، پهنای باند، دولت الکترونیک و تجارت الکترونیک (کیان‌پور و حاجیان، ۱۴۰۳). با این حال، پرسش اساسی که کمتر مورد توجه قرار گرفته این است که این دو روند چگونه در تعامل با یکدیگر بر شکاف درآمدی تأثیر می‌گذارند؟ به عبارت دقیق‌تر، آیا زیرساخت‌های دیجیتال، رابطه بین توسعه انسانی و شکاف درآمدی را تقویت می‌کنند (اثر مکملی) یا آن را تضعیف می‌کنند (اثر جانشینی)؟

پاسخ به این پرسش از چند جهت دارای اهمیت نظری و سیاستی است. از منظر نظری، ادبیات موجود عمدتاً به بررسی جداگانه رابطه توسعه انسانی و نابرابری (رحمان مرانه و همکاران، ۲۰۲۵؛ Martínez et al., 2020) یا رابطه اقتصاد دیجیتال و نابرابری (Xiao et al., 2024; Khan et al., 2024; Zhao & Shao, 2025) پرداخته است. با این حال، نقش تعاملی و تعدیلی این دو متغیر بر یکدیگر، به‌ویژه در بستر کشورهای در حال توسعه با ساختارهای نهادی ضعیف، کمتر مورد کاوش قرار گرفته است. بر اساس نظریه قابلیت‌های آمارتیا سن، توسعه انسانی از طریق افزایش توانمندی‌های افراد (آموزش، سلامت و مشارکت) به کاهش نابرابری منجر می‌شود (Fukuda-Parr & Cid-Martinez, 2019). اما در عصر دیجیتال، پرسش این است که آیا زیرساخت‌های دیجیتال این مسیر را هموار می‌کنند (با ارائه خدمات آنلاین آموزشی و درمانی به مناطق محروم) یا آن را دور می‌زنند (با ایجاد فرصت‌های درآمدی مستقل از سرمایه‌گذاری سنتی در آموزش و سلامت)؟ این مسئله، هسته اصلی نظری پژوهش حاضر را تشکیل می‌دهد.

از منظر تجربی و سیاستی، در ایران، سرمایه‌گذاری‌های گسترده‌ای در سال‌های اخیر در هر دو حوزه توسعه انسانی (مانند طرح تحول سلامت، توسعه مدارس روستایی) و زیرساخت دیجیتال (مانند طرح ملی پهنای باند، دولت الکترونیک) صورت گرفته است. با این حال، ارزیابی هم‌زمان این دو سرمایه‌گذاری و تأثیر متقابل آنها بر شکاف درآمدی، به‌عنوان یک خلأ پژوهشی بارز، همچنان مغفول مانده است. مطالعات پیشین در ایران یا به رابطه مستقیم شکاف دیجیتال و شکاف درآمدی پرداخته‌اند (عیسی‌زاده روشن و پورفرج، ۱۳۹۷) و یا به نقش شهرنشینی در نابرابری (کفیلی و همکاران، ۱۴۰۳)، اما هیچ‌کدام به بررسی نقش تعدیلی زیرساخت دیجیتال بر رابطه توسعه انسانی و شکاف درآمدی نپرداخته‌اند.

علاوه بر این، بعد فضایی این پدیده نیز در پژوهش‌های داخلی کمتر مورد توجه قرار گرفته است. استان‌های ایران به دلیل تفاوت‌های چشمگیر در ساختار اقتصادی، سطح توسعه‌یافتگی، دسترسی به زیرساخت‌ها و کیفیت نهادی، دارای ناهمگونی فضایی قابل توجهی هستند (راه‌پیما و غلامی، ۱۴۰۰). اثرات سرریز بین استان‌های هم‌جوار نیز می‌تواند در تشدید یا کاهش شکاف درآمدی نقش داشته باشد؛ به گونه‌ای که برای مثال، بهبود زیرساخت دیجیتال در استان تهران نه تنها بر شکاف درآمدی در این استان تأثیر می‌گذارد، بلکه از طریق زنجیره‌های تأمین، تجارت بین استانی و جریان‌های مهاجرتی، بر استان‌های هم‌جوار نظیر البرز، قم و مرکزی نیز اثرگذار است. این ویژگی، ضرورت به کارگیری رویکرد اقتصادسنجی فضایی را دوچندان می‌کند.

باتوجه به خلأهای نظری و تجربی فوق، پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به سه پرسش اصلی است:

۱. آیا توسعه انسانی با شکاف درآمد شهری - روستایی در استان‌های ایران همبستگی منفی معناداری دارد؟
۲. آیا زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال به طور مستقیم و غیرمستقیم (از طریق تعدیل رابطه توسعه انسانی و شکاف درآمدی) بر این شکاف مؤثر هستند و جهت این تعدیل به سمت اثر مکملی است یا اثر جانشینی؟
۳. آیا اثرات سرریز فضایی (تأثیر متغیرهای هر استان بر استان‌های هم‌جوار) در این رابطه معنادار است و الگوی خوشه‌بندی فضایی استان‌ها چگونه است؟

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

مبانی نظری این پژوهش بر اساس رویکرد نظریه محوری در مدل‌سازی سازماندهی شده است؛ به این معنا که هر نظریه‌ای که در این بخش معرفی می‌شود، مستقیماً به یک یا چند متغیر مدل تجربی (اثر تعاملی) متصل می‌شود و مکانیسم علی مشخصی را برای ورود به مدل ارائه می‌دهد.

۲-۱-۱. نظریه‌های توسعه و نابرابری منطقه‌ای

الف) نظریه منحنی کوزنتس^۱: تحلیل داده‌های تاریخی کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته، الگوی U-وار را برای رابطه بین توسعه اقتصادی و نابرابری درآمدی پیشنهاد می‌کنند (هاشمی و همکاران، ۱۴۰۳؛ Younsi & Bechtini, 2020). بر این اساس، در مراحل اولیه توسعه (گذار از کشاورزی به صنعت)، نابرابری افزایش می‌یابد و سپس با تکامل توسعه و گسترش آموزش و خدمات اجتماعی، نابرابری کاهش می‌یابد (Makhlouf & Lalley, 2023). شواهد تجربی در مورد اعتبار منحنی کوزنتس برای مناطق درون یک کشور (مانند استان‌های ایران) متفاوت و نیازمند بررسی فضایی است (غبیشاوی و همکاران، ۱۴۰۰). نظریه منحنی کوزنتس، وجود یک رابطه غیرخطی (U-شکل) بین توسعه و نابرابری را پیش‌بینی می‌کند. در مدل تجربی این پژوهش، متغیر توسعه انسانی به عنوان شاخص ترکیبی توسعه (شامل درآمد، آموزش و سلامت) در نظر گرفته شده است و ضریب منفی آن نشان‌دهنده قرارگیری استان‌های ایران در بخش نزولی منحنی کوزنتس (مرحله کاهش نابرابری) است.

1. Kuznets Curve

ب) رویکرد قابلیت‌های آمارتیا سن^۱: ناوارو^۲ (۲۰۲۰) استدلال می‌کند که توسعه باید به‌عنوان گسترش آزادی‌های واقعی تعریف شود و شاخص‌های عینی مانند درآمد سرانه به‌تنهایی ناکافی هستند. از این منظر، سرمایه‌گذاری در آموزش و سلامت (اجزای اصلی شاخص توسعه انسانی^۳) مستقیماً قابلیت‌های افراد روستایی را افزایش داده و به کاهش شکاف درآمدی کمک می‌کند (Liu et al., 2025). این رویکرد بر سه کانال علی تأکید دارد: (۱) افزایش بهره‌وری نیروی کار از طریق بهبود سلامت و مهارت‌ها؛ (۲) افزایش توانایی مذاکره و دسترسی به بازار از طریق سواد و آگاهی؛ (۳) کاهش آسیب‌پذیری در برابر شوک‌ها از طریق تنوع‌بخشی به منابع درآمد. این نظریه، پایه اصلی فرضیه اول پژوهش را تشکیل می‌دهد. متغیر توسعه انسانی در مدل تجربی دقیقاً برای آزمون این فرضیه که سرمایه‌گذاری در قابلیت‌های انسانی، شکاف درآمدی را کاهش می‌دهد، به کار گرفته شده است. به‌عبارت‌دیگر، اگر ضریب توسعه انسانی منفی و معنادار باشد، تأییدی تجربی بر نظریه قابلیت‌ها در بستر ایران محسوب می‌شود.

ج) نظریه نهادگرایان جدید^۴: علاوه بر مؤلفه‌های سنتی سرمایه‌گذاری در آموزش و سلامت، ادبیات توسعه نهادی بر نقش کیفیت حکمرانی و ثبات سیاسی در تعدیل رابطه بین توسعه و نابرابری تأکید دارد (Dossou et al., 2025). بر اساس رویکرد نهادگرایان جدید، نهادهای کارآمد با کاهش هزینه‌های مبادله و ایجاد شفافیت، توزیع عادلانه‌تری از منافع حاصل از رشد را تضمین می‌کنند. درغیاب نهادهای فراگیر، حتی افزایش سرمایه‌گذاری در توسعه انسانی نیز ممکن است به گروه‌های خاص (معمولاً در مناطق شهری) تخصیص یابد و شکاف درآمدی را تشدید کند. از این منظر، ناهمگونی نهادی میان استان‌های ایران (تفاوت در ظرفیت اجرایی، شفافیت بودجه و کیفیت مدیریت استانی) می‌تواند تبیین‌کننده بخشی از وابستگی فضایی مشاهده‌شده در شکاف درآمدی باشد. این نظریه، توجیه‌کننده استفاده از اثرات ثابت استانی در مدل تجربی است. اثرات ثابت استانی، تمام ویژگی‌های ثابت در طول زمان هر استان (از جمله کیفیت نهادی، ظرفیت اجرایی و ساختار مدیریتی) را کنترل می‌کند و امکان جداسازی اثر واقعی توسعه انسانی و اقتصاد دیجیتال از اثرات نهادی را فراهم می‌آورد.

د) نظریه قطب‌های رشد: کاربرد مدل تودارو - هریس^۵ در پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد که مهاجرت روستا - شهر عمدتاً ناشی از تفاوت در درآمد موردانتظار (نه درآمد جاری) است. در این مدل، بهبود توسعه انسانی در مناطق روستایی (از طریق افزایش بهره‌وری و اشتغال) می‌تواند مهاجرت را کاهش دهد و شکاف درآمدی را بهبود بخشد (Tese & Aga, 2024). نظریه قطب‌های رشد، توضیح مکمل دیگری برای الگوی فضایی نابرابری در ایران ارائه می‌دهد (موسوی و بایرام‌زاده، ۱۴۰۳). براین‌اساس، توسعه اقتصادی به طور یکنواخت در همه نقاط اتفاق نمی‌افتد، بلکه در قطب‌هایی مانند کلان‌شهرها متمرکز می‌شود و از طریق اثرات قطب‌زدگی (جذب منابع از مناطق پیرامونی) می‌تواند در مراحل اولیه شکاف منطقه‌ای را افزایش دهد. این نظریه، پایه‌گذار فرضیه چهارم

1. Amartya Sen's Capability Approach

2. Navarro (2020)

3. Human Development Index

4. New Institutional Economics

5. Todaro-Harris

پژوهش (وجود اثرات سرریز فضایی) است. اگر استان‌های پیشرو (قطب‌ها) از طریق سرریزهای مثبت (تجاری، مهاجرتی و دانشی) به استان‌های پیرامونی کمک کنند، ضریب خودهمبستگی فضایی مثبت و ضرایب سرریز منفی و معنادار خواهند بود. در مقابل، اگر اثر قطب‌زدگی (جذب منابع از پیرامون) غالب باشد، سرریزها منفی (تشدیدکننده شکاف) خواهند بود؛ بنابراین، مدل تجربی به طور مستقیم این دو سناریوی متضاد را مورد آزمون قرار می‌دهد.

۲-۱-۲. اقتصاد دیجیتال و نابرابری: فرصت‌ها و تهدیدها

ادبیات اولیه اقتصاد دیجیتال عمدتاً بر شکاف دسترسی به فناوری‌های اطلاعاتی تأکید داشت (Deng et al., 2023). از این منظر، زیرساخت دیجیتال ضعیف در مناطق روستایی می‌تواند شکاف درآمدی را تشدید کند. مطالعات تجربی در ایران نیز نشان داده است که نفوذ اینترنت در مناطق شهری به طور معناداری بالاتر از مناطق روستایی است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۶). این کانال، بخشی از اثر مستقیم اقتصاد دیجیتال بر شکاف درآمدی را توجیه می‌کند. با کاهش شکاف دسترسی (افزایش زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال)، روستاییان به اطلاعات بازار، خدمات آنلاین و فرصت‌های شغلی جدید دسترسی پیدا می‌کنند و درآمد آنها افزایش می‌یابد. در مقابل، برخی مطالعات نشان می‌دهد که فناوری‌های دیجیتال با کاهش هزینه‌های مبادله، دسترسی به بازارهای جدید و ارائه خدمات آنلاین (آموزش، سلامت، بانکداری) می‌تواند فرصت‌های برابری ایجاد کنند (ملک‌شاهی و همکاران، ۱۴۰۲). این کانال نیز بخشی از اثر مستقیم اقتصاد دیجیتال بر شکاف درآمدی را توجیه می‌کند. کاهش هزینه‌های مبادله به معنای افزایش سود خالص تولیدکنندگان روستایی و نزدیک شدن درآمد آنها به سطح شهری است.

در زمینه روستایی، تجارت الکترونیک روستایی و بازاریابی آنلاین محصولات کشاورزی از جمله نمونه‌های موفق هستند (Danang et al., 2025). ظهور اقتصاد پلتفرمی، جنبه جدیدی به رابطه دیجیتال و نابرابری افزوده است. از یک سو، پلتفرم‌ها با کاهش هزینه‌های جستجو و ایجاد بازارهای فراگیر، فرصت‌های درآمدی جدیدی برای تولیدکنندگان روستایی (عرضه مستقیم محصولات کشاورزی) و ارائه‌دهندگان خدمات محلی ایجاد کرده‌اند. از سوی دیگر، الگوریتم‌های پلتفرم‌ها به دلیل عدم شفافیت و سوگیری جغرافیایی (اولویت‌دادن به نقاط شهری پرتراکم) می‌توانند شکاف درآمدی را تشدید کنند. این کانال، هم اثر مستقیم اقتصاد دیجیتال و هم اثر تعدیلی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. در مناطقی که پلتفرم‌ها فرصت‌های شغلی جدید ایجاد می‌کنند، اقتصاد دیجیتال به کاهش شکاف کمک می‌کند؛ اما در مناطقی که پلتفرم‌ها منابع را به سمت شهرها جذب می‌کنند، ممکن است اثر اقتصاد دیجیتال معکوس شود.

مطالعات جدیدتر، مفهوم شکاف دیجیتال را از سطح دسترسی به سطح مهارت و بهره‌وری ارتقا داده‌اند (Aleca & Mihai, 2025). بر این اساس، حتی در صورت وجود زیرساخت فیزیکی یکسان، تفاوت در سواد دیجیتال، نگرش به فناوری و توانایی استفاده مولد از ابزارهای دیجیتال می‌تواند شکاف درآمدی را بازتولید کند. در زمینه روستایی ایران، حتی در استان‌هایی که اینترنت روستایی نفوذ یافته، نبود مهارت‌های دیجیتال پایه مانع از تبدیل

دسترسی به فرصت شغلی و درآمدی می‌شود. این کانال، نقش تعدیلی اقتصاد دیجیتال بر رابطه توسعه انسانی و شکاف درآمدی را توجیه می‌کند. در استان‌هایی که شاخص توسعه انسانی بالا است (سطح سواد و مهارت عمومی بالاست)، افراد توانایی بیشتری برای استفاده مولد از ابزارهای دیجیتال دارند و بنابراین اقتصاد دیجیتال اثربخشی بیشتری در کاهش شکاف دارد؛ اما در استان‌هایی که سواد دیجیتال پایین است، صرفاً وجود زیرساخت کافی نیست و اقتصاد دیجیتال نمی‌تواند جانشین کمبود مهارت‌های پایه شود (اثر جانشینی). در ایران، به دلیل کیفیت پایین آموزش در مناطق روستایی، پدیده جانشینی غالب شده است که در بخش یافته‌ها به تفصیل تحلیل می‌شود.

۲-۱-۳. جغرافیای اقتصادی و اثرات سرریز فضایی

جغرافیای اقتصادی جدید بر این نکته تأکید دارد که پدیده‌های اقتصادی در فضا به طور تصادفی توزیع نشده‌اند، بلکه الگوهای خوشه‌ای دارند (Harris & Menzel, 2023). در زمینه پژوهش حاضر، سه مکانیسم عمده برای اثرات سرریز فضایی بین استان‌ها قابل‌شناسایی است:

۱. سرریز تجاری: بهبود توسعه انسانی در استان A (مثلاً افزایش مهارت نیروی کار) می‌تواند از طریق زنجیره تأمین و تجارت بین استانی، بهره‌وری استان B را نیز افزایش دهد.
 ۲. سرریز مهاجرتی: کاهش شکاف درآمدی در استان A (از طریق بهبود شرایط روستایی) می‌تواند فشار مهاجرت به استان هم‌جوار B را کاهش دهد و به طور غیرمستقیم به کاهش شکاف در B کمک کند.
 ۳. سرریز دیجیتال: زیرساخت دیجیتال یک استان (مانند مراکز داده، پلتفرم‌های تجارت الکترونیک) می‌تواند به استان‌های هم‌جوار خدمات ارائه دهد و اثرات مثبت آن فراتر از مرزهای اداری گسترش یابد.
- علاوه بر سه مکانیسم سنتی، یک مکانیسم جدیدتر به نام سرریز نهادی یا یادگیری سیاستی در ادبیات جغرافیای اقتصادی جدید ظهور کرده است. براین‌اساس، استان‌های هم‌جوار با مشاهده موفقیت یا شکست سیاست‌های توسعه (مثلاً سیاست‌های کاهش شکاف درآمدی در استان همسایه) می‌توانند بدون تحمل هزینه آزمون‌وخطا، سیاست‌های مشابه را اقتباس یا اصلاح کنند (Ahmad & Law, 2024). این ملاحظات نظری، ضرورت استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی را توجیه می‌کند.

۲-۱-۴. مکانیسم‌های علیت معکوس

علی‌رغم غنای چارچوب نظری، امکان وجود علیت معکوس در رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته قابل‌انکار نیست؛ به‌عنوان مثال، استان‌هایی که به دلایل تاریخی یا جغرافیایی از شکاف درآمدی کمتری برخوردار بوده‌اند، احتمالاً منابع بیشتری برای سرمایه‌گذاری در آموزش، سلامت و زیرساخت‌های دیجیتال در اختیار داشته‌اند (موسوی و بایرام‌زاده، ۱۴۰۳). همچنین، کاهش شکاف درآمدی به‌خودی‌خود می‌تواند با ایجاد تقاضا برای خدمات دیجیتال و آموزش عالی، به بهبود شاخص‌های توسعه انسانی (HDI) و زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) منجر شود (اثر بازخوردی). این مسئله تحت عنوان هم‌راستایی درون‌زا در ادبیات اقتصادسنجی فضایی مطرح شده است (Le Gallo & Fingleton, 2021)؛ بنابراین، هرگونه تفسیر علی از ضرایب برآوردشده نیازمند احتیاط و کنترل آماری پیشرفته است.

۲-۲. پیشینه پژوهش

عیسی‌زاده روشن و پورفرج (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای برای استان‌های ایران طی دوره زمانی (۱۳۸۹-۱۳۹۴) با استفاده از روش‌های علیت گرنجری، حداقل مربعات معمولی تعدیل شده^۱ (FMOLS) و گشتاور تعمیم‌یافته^۲ (GMM) برای داده‌های پانل نشان دادند که علیت دوطرفه بین شکاف دیجیتالی و شکاف درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در کل استان‌های ایران وجود دارد. همچنین، پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (کاهش شکاف دیجیتالی) سبب کاهش نابرابری درآمد (کاهش شکاف درآمدی) می‌شود و در مقابل، افزایش شکاف درآمدی مانع پیشرفت فناوری اطلاعات و ارتباطات (افزایش شکاف دیجیتالی) می‌گردد.

کفیلی و همکاران (۱۴۰۳) در مطالعه‌ای برای استان‌های ایران طی دوره زمانی (۱۳۷۶-۱۳۹۷) با استفاده از آزمون علیت گرنجری پانلی^۳ مبتنی بر رویکرد بوت‌استرپ^۴ نشان دادند که در سطح ۹۰ درصد اطمینان، علیت از نرخ شهرنشینی به اختلاف درآمدی برای ۹ استان برقرار است، اما علیت از اختلاف درآمدی به نرخ شهرنشینی فقط برای چهار استان برقرار است. عدم معنی‌داری علیت از نرخ شهرنشینی به نابرابری درآمدی حاکی از آن است که افزایش بعد شهری نمی‌تواند توجیه‌کننده تفاوت بالای درآمدی بین مناطق شهری و روستایی در استان‌های ایران باشد و عدم علیت از تفاوت درآمدی به رشد شهرنشینی نشان می‌دهد که علت گسترش شهرنشینی را باید در عللی فراتر از تفاوت درآمدی جستجو کرد.

شمس‌الدینی (۱۴۰۵) در مطالعه‌ای برای مراکز ۳۱ استان ایران طی دوره زمانی (۱۳۸۰-۱۴۰۲) با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی^۵ و مدل خودرگرسیون فضایی - زمانی^۶ (STAR) نشان داد که توسعه شهری در ایران از وابستگی فضایی قوی (ضریب $p=0/351$) و اینرسی زمانی (ضریب $\varphi=0/285$) برخوردار است که به ترتیب حاکی از تأثیرپذیری هر استان از شرایط استان‌های همسایه و تداوم اثرات سیاست‌های توسعه در طول زمان است. بودجه عمرانی و تولید ناخالص استانی بیشترین تأثیر مثبت و رشد جمعیت اثر منفی ضعیفی بر توسعه شهری داشته‌اند. نتایج حاکی از تشکیل خوشه‌های فضایی توسعه است که در آن استان‌های مرکزی به‌عنوان قطب‌های پیشرفته و استان‌های مرزی شرقی و جنوبی به‌عنوان مناطق محروم شناسایی شده‌اند.

یانگ و هوانگ^۷ (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای برای استان‌های چین طی دوره (۲۰۱۳-۱۹۹۷) با استفاده از داده‌های پانل نشان دادند که در سطح ملی و منطقه‌ای، نابرابری سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معناداری بر شکاف درآمد شهری - روستایی دارد. همچنین، نابرابری سرمایه‌گذاری در مهاجرت در سطح ملی بیشترین تأثیر را دارد، درحالی‌که نابرابری سرمایه‌گذاری در سلامت در منطقه شرقی و نابرابری سرمایه‌گذاری در آموزش در مناطق مرکزی و غربی بیشترین تأثیر را بر شکاف درآمدی دارند.

1. Fully Modified Ordinary Least Squares

2. Generalized Method of Moments

3. Panel Granger Causality Test

4. Bootstrap

5. Spatial Econometrics

6. Spatial-Temporal Autoregressive

7. Yang & Huang (2017)

وانگ و همکاران^۱ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای برای مناطق شهری و روستایی چین طی دوره زمانی (۱۹۹۵-۲۰۱۷) با استفاده از روش شاخص توسعه انسانی تعدیل‌شده^۲ و لگاریتمی میانگین وزنی^۳ (LMDI) نشان دادند که شکاف سطح توسعه بین مناطق شهری و روستایی در چین ابتدا روند U معکوس داشته است؛ از نظر اثر عاملی، دوره افزایش شکاف ناشی از افزایش اختلاف در شاخص سلامت، آموزش و درآمد بوده، اما پس از سال ۲۰۱۱ به دلیل کاهش شدید شکاف سطح درآمدی، شکاف شهر - روستا وارد دوره همگرایی شده است. از منظر ویژگی‌های تکامل فضایی، ضریب تغییرات کلی کشور روند نزولی داشته و درجه تعادل فضایی به تدریج افزایش یافته است.

مائورو^۴ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای برای ایالات متحده آمریکا طی دوره زمانی (۲۰۰۰-۲۰۱۳) با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی و کنترل خودهمبستگی فضایی^۵ ناشی از روابط جغرافیایی بین مشاهدات نشان داد که تحرک مطلق و نسبی (تحرک درآمدی^۶) هر دو تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند. همچنین، اثرات نهایی تحرک مطلق و نسبی بر رشد اقتصادی حدود ۲۰ درصد بیشتر از برآوردهای حداقل مربعات معمولی^۷ (OLS) است؛ این یافته‌ها تأیید می‌کنند که دسترسی به فرصت‌ها به‌عنوان یک عامل حیاتی در توسعه اقتصادی محلی نقش دارد.

سوسنو^۸ (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای برای استان‌های جزیره جاوه در اندونزی (۲۰۱۵-۲۰۱۹) با استفاده از شاخص‌های ویلیامسون^۹، موران^{۱۰}، محلی خودهمبستگی فضایی^{۱۱}، نقشه خوشه‌ای و علیت گرنجر نشان داد که سطح نابرابری درآمدی در هر استان جزیره جاوه بر اساس شاخص ویلیامسون در رده نابرابری بالا قرار دارد و دارای مقدار خودهمبستگی منفی (الگوی پراکنده) است. همچنین، خودهمبستگی مبتنی بر نقشه خوشه‌ای نشان می‌دهد که الگوی پیوندهای خوشه‌ای (خوشه‌بندی و تأثیرگذاری متقابل) وجود دارد که دارای مقدار نقطه - بالا بوده و مناطقی قابل‌شناسایی هستند که می‌توانند به‌عنوان مناطق همکاری برای توسعه مورد استفاده قرار گیرند.

جیانگ و جین^{۱۲} (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای برای مناطق مختلف چین (۲۰۱۷-۲۰۲۲) با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی فضایی و تحلیل مسیر^{۱۳} نشان دادند که توسعه زیرساخت اقتصاد دیجیتال به طور مؤثر شکاف درآمدی شهر - روستا را کاهش می‌دهد (ضریب ۰/۱۰۹-). این اثر کاهشی عمدتاً در شکاف درآمد دستمزدی (۰/۱۲۸-) و شکاف درآمد خالص دارایی (۰/۳۲۱-) بین ساکنان شهری و روستایی منعکس می‌شود. از نظر اثر سرریز فضایی، مسیر «زیرساخت اقتصاد دیجیتال - گردش زمین روستایی - شکاف درآمدی» تقریباً برابر با مسیر «زیرساخت اقتصاد دیجیتال - شهرنشینی جمعیت ساکن - شکاف درآمدی» است.

1. Wang et al. (2020)
2. Adjusted Human Development Index
3. Logarithmic Mean Divisia Index
4. Mauro (2022)
5. Spatial Autocorrelation
6. Income Mobility
7. Ordinary Least Squares
8. Suseno (2023)
9. Williamson Index
10. Moran's I
11. Local Indicators of Spatial Association
12. Jiang & Jin (2024)
13. Path Analysis Method

الکا و میهای^۱ (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی دوره زمانی (۲۰۲۳-۲۰۱۵) با استفاده از رگرسیون خطی و رگرسیون پانل با اثرات ثابت^۲ نشان دادند که مهارت‌های دیجیتال نقش مهمی در افزایش اثربخشی سرمایه انسانی ایفا می‌کنند. باین‌حال، تغییرات در توسعه زیرساخت دیجیتال و آمادگی نیروی کار در میان کشورهای عضو اتحادیه اروپا، چالش‌هایی را برای بهره‌وری کلی نیروی کار ایجاد می‌کند. این مطالعه نتیجه می‌گیرد که سرمایه‌گذاری‌های استراتژیک در زیرساخت دیجیتال به همراه بهبود مهارت‌های دیجیتال نیروی کار به‌عنوان ستون اصلی رقابت‌پذیری اقتصادی محسوب می‌شوند.

ژو و لیو^۳ (۲۰۲۶) در مطالعه‌ای برای استان‌های چین طی دوره زمانی (۲۰۲۳-۲۰۱۱) با استفاده از رویکرد آزمون‌های اثرات فضایی و متغیر آستانه‌ای^۴ نشان دادند که ساخت روستای دیجیتال به‌طور کلی شکاف درآمدی شهر - روستا را به‌طور معناداری کاهش می‌دهد و این اثر از طریق افزایش سطح شهرنشینی، تسریع اشتغال و ترویج مصرف اجتماعی محقق می‌شود. آزمون‌های اثر فضایی حاکی از آن است که ساخت روستای دیجیتال دارای اثر سرریز فضایی است؛ به‌طوری که ساخت آن در یک استان، شکاف درآمدی شهر - روستا را در استان‌های هم‌جوار نیز کاهش می‌دهد. همچنین، با در نظر گرفتن سطح سرمایه انسانی به‌عنوان متغیر آستانه‌ای، اثر ساخت روستای دیجیتال بر شکاف درآمدی شهر - روستا دارای ویژگی U معکوس است.

لیانگ و لیو^۵ (۲۰۲۶) در مطالعه‌ای برای ۳۰ منطقه چین طی دوره زمانی (۲۰۲۲-۲۰۱۱) با استفاده از روش تحلیل میانجی^۶ (شامل توسعه اشتغال غیرکشاورزی، ارتقای نوآوری تکنولوژیکی و بهبود ساختار صنعتی) نشان دادند که زیرساخت دیجیتال به‌طور معناداری شکاف درآمدی شهر - روستا را کاهش می‌دهد. این اثر کاهشی در مرکز چین و در استان‌هایی با سطح توسعه اقتصادی بالاتر به‌طور قابل‌توجهی قوی‌تر است. همچنین، لایه کاربردی زیرساخت دیجیتال به‌مراتب اثربخشی بیشتری نسبت به لایه ساخت فیزیکی دارد.

لی و همکاران^۷ (۲۰۲۶) در مطالعه‌ای برای ۳۰ استان چین طی دوره زمانی (۲۰۲۰-۲۰۱۱) با استفاده از روش تاپسیس با وزن‌دهی آنتروپی برای اندازه‌گیری سطح توسعه فناوری اطلاعات و مدل اثرات پانلی نشان دادند که سطح اطلاعاتی‌سازی به‌طور معناداری شکاف درآمد شهری - روستایی را کاهش می‌دهد. همچنین، سطح اطلاعاتی‌سازی به‌طور غیرمستقیم از طریق پیشرفت تکنولوژیکی بر شکاف درآمدی تأثیر می‌گذارد.

لی و ونگ^۸ (۲۰۲۶) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های پانل خانوار چین و شاخص توسعه دیجیتال روستایی طی دوره زمانی (۲۰۲۰-۲۰۱۱) نشان دادند که توسعه دیجیتال روستایی به‌طور معناداری نابرابری درآمد روستایی را کاهش می‌دهد. بهبود سرمایه انسانی، تسهیل انتقال زمین، اشتغال غیرکشاورزی و مشارکت مالی به‌عنوان کانال‌های کلیدی این اثر شناسایی شدند.

1. Aleca & Mihai (2025)

2. Fixed Effects Panel Regression

3. Xu & Liu (2026)

4. Spatial Effects and Threshold Variable

5. Liang & Liu (2026)

6. Mediation Analysis Method

7. Li et al. (2026)

8. Li & Weng (2026)

وو و همکاران^۱ (۲۰۲۶) در مطالعه‌ای برای ۳۱ استان چین طی دوره زمانی اجرای سیاست پهن‌بند (۲۰۱۳-۲۰۲۳) با استفاده از روش یادگیری ماشین دوگانه^۲ و مدل‌های میانجی و تعدیلگر^۳ نشان دادند که ساخت شهرهای نمونه پهن‌بند، درآمد شهری را حدود ۸/۳ درصد و درآمد روستایی را حدود ۹/۸ درصد افزایش و شکاف درآمدی شهر - روستا را حدود ۰/۰۴ درصد کاهش داده است. همچنین، افزایش نیروهای مولد جدید اثر مثبت کاربردهای اینترنت بر نابرابری درآمدی را تقویت می‌کند. مهاجرت نیروی کار به سمت اشتغال غیرکشاورزی، کانال اساسی تأثیر زیرساخت دیجیتال بر نابرابری شهر - روستا است و تجهیزات دیجیتال از طریق تسهیل این انتقال، به برابری بیشتر بین شهر و روستا منجر می‌شود.

۲-۳. جمع‌بندی ادبیات و نوآوری پژوهش

بر اساس مرور پیشینه، سه خلأ پژوهشی اصلی قابل‌شناسایی است. نخست در سطح بین‌المللی، بیشتر مطالعات به بررسی جداگانه رابطه توسعه انسانی و نابرابری یا اقتصاد دیجیتال و نابرابری پرداخته‌اند و مطالعات معدودی که به اثر تعاملی توجه کرده‌اند (مانند Jiang & Jin, 2024)، عمدتاً بر چین متمرکز بوده‌اند و تعمیم نتایج آنها به ایران باتوجه به تفاوت‌های نهادی و ساختاری با محدودیت مواجه است. دوم در سطح ایران، هیچ مطالعه‌ای به بررسی نقش تعدیلی زیرساخت دیجیتال بر رابطه توسعه انسانی و شکاف درآمدی با رویکرد فضایی نپرداخته است. سوم از حیث روش‌شناختی، مطالعات داخلی از تجزیه اثرات به مستقیم و غیرمستقیم برای متغیر تعاملی و نیز خوشه‌بندی فضایی با محدودیت هم‌جواری استفاده نکرده‌اند. از این‌رو، هسته نظری اصلی این پژوهش، نقش تعدیلی زیرساخت دیجیتال بر رابطه توسعه انسانی و شکاف درآمدی است. در این زمینه دو سناریوی نظری اثر مکملی و جانشینی با توجه به جدول (۱) قابل‌تصور است.

جدول ۱: سناریوهای نظری پژوهش

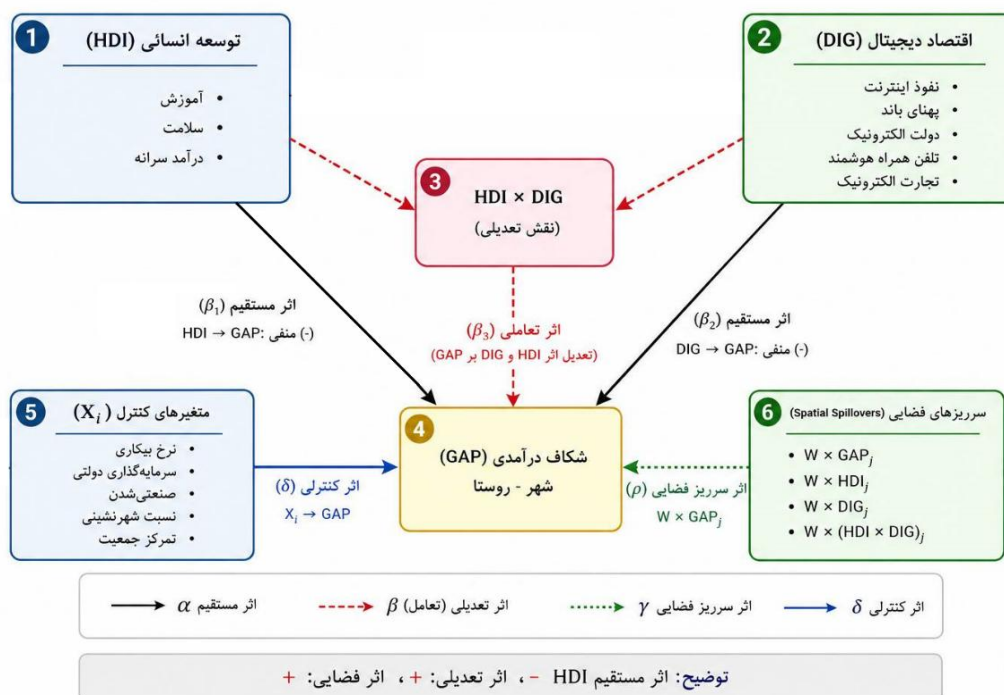
سناریو	مکانیسم	پیش‌بینی	نماد
اثر مکملی ^۴	اقتصاد دیجیتال، اثربخشی سرمایه‌گذاری در آموزش و سلامت را افزایش می‌دهد (از طریق آموزش آنلاین، سلامت از راه دور و دسترسی به بازارهای دانش).	در استان‌های با اقتصاد دیجیتال قوی‌تر، تأثیر منفی شاخص توسعه انسانی بر شکاف درآمدی قوی‌تر می‌شود.	$\beta < 0$
اثر جانشینی ^۵	اقتصاد دیجیتال می‌تواند جایگزین برخی از کارکردهای توسعه انسانی سنتی شود؛ به‌طوری که گروه‌های کم‌بهره بدون نیاز به سرمایه‌گذاری گسترده در آموزش رسمی، از فرصت‌های دیجیتال بهره‌مند شوند. در این حالت، در حضور دیجیتال، نیاز به شاخص توسعه انسانی برای کاهش شکاف کمتر می‌شود.	در استان‌های با اقتصاد دیجیتال قوی‌تر، تأثیر منفی شاخص توسعه انسانی بر شکاف درآمدی ضعیف‌تر می‌شود.	$\beta > 0$

منبع: یافته‌های پژوهش.

1. Wu et al. (2026)
2. Double Machine Learning
3. Mediation and Moderation Models
4. Supplemental effect
5. Replacement effect

با وجود ارائه دو سناریوی نظری (اثر مکملی در برابر جانشینی)، سؤال اساسی این است که در بستر کشور ایران کدام سناریو محتمل‌تر است؟ بر اساس شواهد نظری و ساختاری، سه دلیل برای ترجیح سناریوی جانشینی وجود دارد. اول، در ایران، نهادهای آموزشی و بهداشتی در مناطق روستایی عمدتاً دولتی و متمرکز هستند و انعطاف‌پذیری پایینی دارند. در مقابل، پلتفرم‌های دیجیتال (آموزش آنلاین، سلامت از راه دور، تجارت الکترونیک) به سرعت رشد کرده‌اند و می‌توانند خدمات را با هزینه کمتر و دسترسی آسان‌تر به روستاییان ارائه دهند؛ بنابراین، فناوری‌های دیجیتال در ایران نه تنها مکمل، بلکه تا حدی جانشین خدمات سنتی دولتی شده‌اند. دوم، نرخ بازده سرمایه‌گذاری در آموزش رسمی در مناطق روستایی ایران به دلیل کیفیت پایین مدارس، به تدریج کاهش یافته است. در مقابل، پلتفرم‌های یادگیری آنلاین با ارائه محتوای مهارت‌محور و بازارمحور، امکان افزایش بهره‌وری روستاییان را با هزینه فرصت کمتر فراهم کرده‌اند. این امر، جانشینی نسبی آموزش رسمی توسط یادگیری دیجیتال را توجیه می‌کند. سوم، در مناطقی با نهادهای ضعیف آموزشی، زیرساخت دیجیتال به عنوان یک تساوی‌کننده فرصت‌ها عمل می‌کند و اثر مزیت‌های اولیه سرمایه‌گذاری در آموزش رسمی را کاهش می‌دهد. این امر با شرایط ایران که نهادهای دولتی کارایی لازم را در مناطق روستایی ندارند، همخوانی دارد.

جهت‌گیری این پژوهش باتوجه به ادبیات موجود و نیز شرایط خاص ایران (شکاف دیجیتال عمیق و نابرابری منطقه‌ای بالا) به صورت تجربی تعیین می‌شود و فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود اثر تعدیلی است. از این رو، شکل (۱)، مدل مفهومی پژوهش و مسیرهای علی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.



شکل ۱: مدل مفهومی پژوهش

منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس چارچوب نظری پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین می‌شوند:

- فرضیه اول: توسعه انسانی با شکاف درآمدی همبستگی منفی معناداری دارد ($\beta_1 < 0$).
- فرضیه دوم: زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال تأثیر منفی و معناداری بر شکاف درآمدی دارند ($\beta_2 < 0$).
- فرضیه سوم: اثر تعاملی توسعه انسانی و اقتصاد دیجیتال بر شکاف درآمدی معنادار است؛ جهت‌گیری آن (مثبت یا منفی) باتوجه به ادبیات و شرایط ایران به صورت تجربی تعیین می‌شود ($H_3: \beta_3 \neq 0$).
- فرضیه چهارم: اثرات سرریز فضایی معنادار بوده و نشان می‌دهند که پدیده شکاف درآمدی و عوامل تعیین‌کننده آن، توزیع فضایی خوشه‌ای دارند.

بنابراین، نوآوری این پژوهش عبارت است از کشف اثر تعدیلی زیرساخت اقتصاد دیجیتال بر رابطه توسعه انسانی و شکاف درآمدی در ایران که نشان‌دهنده اثر جانشینی به جای اثر مکملی است؛ به این معنا که در استان‌هایی با زیرساخت دیجیتال قوی‌تر، تأثیر کاهش‌دهنده توسعه انسانی بر شکاف درآمدی تضعیف می‌شود. افزون بر این، نوآوری‌های روش‌شناختی پژوهش شامل استفاده از مدل دوربین فضایی (SDM)^۱ به همراه تجزیه اثرات به مستقیم و غیرمستقیم برای تفکیک تأثیرات درون‌استانی و بین‌استانی و خوشه‌بندی کی - میانگین فضایی با محدودیت هم‌جواری برای شناسایی چهار خوشه مجزای توسعه در ایران است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. جامعه آماری و داده‌ها

جامعه آماری پژوهش شامل ۳۱ استان ایران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۳ (۱۴ سال) است. انتخاب این دوره زمانی بر سه مبنا استوار است: نخست، دسترسی به داده‌های هزینه - درآمد خانوار برای تمام استان‌ها از سال ۱۳۹۰ در مرکز آمار ایران؛ دوم، توسعه شتابان زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)^۲ در ایران از اوایل دهه ۱۳۹۰ (طرح ملی توسعه پهنای باند، دولت الکترونیک^۳، تجارت الکترونیک^۴)؛ و سوم، دوره نسبتاً پایدار از نظر اقتصادی در مقایسه با سال‌های قبل و بعد.

جدول ۲ تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش و منابع داده را ارائه می‌کند. متغیر وابسته، شکاف درآمدی (GAP)، به صورت نسبت میانگین درآمد خانوارهای شهری به روستایی در هر استان اندازه‌گیری شده است. توسعه انسانی (HDI) به عنوان متغیر مستقل و زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) به عنوان متغیر تعدیل‌گر، به ترتیب بر اساس شاخص استاندارد UNDP و روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) محاسبه شده‌اند. همچنین، متغیرهای نرخ بیکاری، سهم سرمایه‌گذاری دولتی، سهم ارزش افزوده صنعت، نسبت شهرنشینی، ضریب تمرکز جمعیت و تورم به عنوان متغیرهای کنترلی در الگو وارد شده‌اند. داده‌های پژوهش از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و وزارت ارتباطات و فناوری اطلاعات گردآوری شده‌اند.

1. Spatial Durbin Model
2. Information and Communications Technology
3. Electronic Government
4. Electronic Commerce

جدول ۲: تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش و منابع داده

نوع متغیر	نام متغیر	نماد	تعریف عملیاتی	روش ساخت	منبع داده
وابسته	شکاف درآمدی	GAP	نسبت میانگین درآمد خانوارهای شهری به میانگین درآمد خانوارهای روستایی در هر استان (کفیلی و همکاران، ۱۴۰۳)	$\left(\frac{Income_{urban}}{Income_{rural}}\right)$	مرکز آمار ایران
مستقل	توسعه انسانی	HDI	شاخص ترکیبی شامل سه مؤلفه: امید به زندگی در بدو تولد (سلامت)، میانگین سال‌های تحصیل و سال‌های موردانتظار تحصیل (آموزش)، و درآمد سرانه به قیمت‌های ثابت (رفاه اقتصادی) (Wang et al., 2020)	میانگین هندسی مؤلفه‌ها (UNDP)	مرکز آمار ایران بانک مرکزی ایران
تعدیل‌گر	زیرساخت اقتصاد دیجیتال	DIG	شاخص ترکیبی از پنج مؤلفه: نفوذ اینترنت (%)، تعداد خطوط پهنای باند ثابت به ازای هر ۱۰۰ نفر، درصد دستگاه‌های اجرایی دارای پنجره واحد دولت الکترونیک، ضریب نفوذ تلفن همراه هوشمند، و ارزش معاملات تجارت الکترونیک استانی (کیان‌پور و حاجیان ۱۴۰۳؛ Deng et al., 2023)	تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)	مرکز آمار ایران وزارت ارتباطات
کنترلی	نرخ بیکاری	Unemp	نسبت جمعیت بیکار به کل نیروی کار در هر استان	محاسبه مستقیم	مرکز آمار ایران بانک مرکزی ایران
کنترلی	سهم سرمایه‌گذاری دولتی	GovInv	نسبت سرمایه‌گذاری انجام‌شده توسط بخش عمومی (دولت) به تولید ناخالص داخلی هر استان	محاسبه مستقیم	
کنترلی	سهم ارزش افزوده صنعت	IndVal	نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی هر استان	محاسبه مستقیم	
کنترلی	نسبت شهرنشینی	Urban	نسبت جمعیت ساکن در مناطق شهری به کل جمعیت استان	محاسبه مستقیم	
کنترلی	ضریب تمرکز جمعیت	PopConc	شاخص هرفیندال	محاسبه مستقیم	
کنترلی	تورم	Inflation	درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به سال پایه	محاسبه مستقیم	

منبع: یافته‌های پژوهش.

۳-۲. آزمون‌های خودهمبستگی فضایی

پیش از برآورد مدل، باید ماتریس وزن فضایی $W(31 \times 31)$ تعریف شود که ساختار مجاورت بین استان‌ها را مشخص می‌کند. در این پژوهش از سه نوع ماتریس برای بررسی استحکام نتایج استفاده می‌شود:

الف- ماتریس مجاورت دو وجهی (اصلی): اگر دو استان مرز مشترک داشته باشند (حتی مرز نقطه‌ای)، $w_{ij} = 1$ ، در غیر این صورت صفر است. این ماتریس به صورت $W_{ij} = w_{ij} / \sum_j w_{ij}$ (نرمال‌سازی ردیفی) استاندارد می‌شود تا مجموع هر سطر برابر ۱ شود.

ب- ماتریس فاصله معکوس: قدرمطلق اثرگذاری بین استان‌ها با فاصله i و j نسبت عکس دارد. فاصله بر حسب کیلومتر بین مراکز استان‌ها محاسبه می‌شود: $w_{ij} = 1/d_{ij}$ برای $i \neq j$ و $w_{ii} = 0$.

ج- ماتریس ترکیبی اقتصادی - جغرافیایی: در این ماتریس که به تازگی در ادبیات اقتصادسنجی فضایی مطرح شده (Gan et al., 2021)، علاوه بر فاصله جغرافیایی، شباهت اقتصادی (بر اساس تولید ناخالص داخلی سرانه نسبی) نیز در نظر گرفته می‌شود:

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \times \left| \frac{GDP_i}{GDP_i + GDP_j} \right| \quad (1)$$

جهت بررسی توزیع فضایی شکاف درآمدی در ایران شاخص موران (I) به صورت رابطه (۲) محاسبه شده است (Chen, 2021):

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \times \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (2)$$

که در آن N تعداد استان‌ها (۳۱) و x_i شکاف درآمدی در استان i است.

در جدول ۳ شاخص موران برای شکاف درآمدی (GAP) در سال‌های منتخب محاسبه شده است. شاخص موران برای تمام سال‌ها مثبت و از نظر آماری معنادار است ($p < 0.01$). این بدان معناست که توزیع فضایی شکاف درآمدی در ایران تصادفی نیست، بلکه خوشه‌ای است؛ استان‌هایی با شکاف درآمدی مشابه (چه بالا، چه پایین) در مجاورت یکدیگر قرار دارند. مقدار $I \approx 0.39$ بیانگر خودهمبستگی فضایی متوسط تا قوی است و ضرورت استفاده از مدل‌های فضایی را تأیید می‌کند (تأیید اولیه فرضیه چهارم). مقدار I در سال ۱۳۹۹ به اوج ۰/۴۲۸ می‌رسد که با سال‌های ابتدایی شیوع کرونا و تشدید نابرابری‌های منطقه‌ای هم‌زمان است. پس از آن در سال ۱۴۰۳ به ۰/۳۷۶ کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده تعدیل نسبی خوشه‌بندی فضایی است.

جدول ۳: شاخص موران برای شکاف درآمدی (GAP) در سال‌های منتخب

سال	شاخص موران I	E[I]	انحراف معیار	آماره Z	احتمال
۱۳۹۰	۰/۳۴۲	-۰/۰۳۳	۰/۱۲۶	۲/۹۸	۰/۰۰۳
۱۳۹۳	۰/۳۸۵	-۰/۰۳۳	۰/۱۲۱	۳/۴۵	۰/۰۰۱
۱۳۹۶	۰/۴۱۲	-۰/۰۳۳	۰/۱۱۸	۳/۷۷	۰/۰۰۰
۱۳۹۹	۰/۴۲۸	-۰/۰۳۳	۰/۱۱۵	۴/۰۱	۰/۰۰۰
۱۴۰۳	۰/۳۷۶	-۰/۰۳۳	۰/۱۲۴	۳/۳۰	۰/۰۰۱
میانگین ۱۴ ساله	۰/۳۸۷	-۰/۰۳۳	۰/۱۲۰	۳/۵۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد که علیت از توسعه انسانی (HDI) به شکاف درآمدی (GAP) در ۲۲ استان از ۳۱ استان تأیید می‌شود، درحالی‌که علیت معکوس (از شکاف درآمدی به توسعه انسانی) فقط در ۹ استان معنادار است. این یافته، اگرچه قطعی نیست، اما جهت قوی‌تری را از توسعه انسانی به سمت کاهش شکاف نشان می‌دهد.

خوشه‌های فضایی

- خوشه ۱: توسعه یافته شهری-درجه‌بندی بالا (شکاف کم)
- خوشه ۲: صنعتی-در حال توسعه (شکاف متوسط-پایین)
- خوشه ۳: روستایی-صنعتی (شکاف متوسط-بالا)
- خوشه ۴: محروم یا شکاف شدید (شکاف بسیار بالا)

منبع: یافته‌های پژوهش.

1. Elbow Method
2. Davies–Bouldin Index

جدول ۴: نتایج خوشه‌بندی K-Means فضایی

نام خوشه	استان‌ها	ویژگی اصلی	GAP	HDI	DIG
توسعه‌یافته شهری - دیجیتال	تهران، البرز، اصفهان، یزد، سمنان، قم	شهری شدن کامل، روستاهای اطراف به شهر متصل، زیرساخت دیجیتال خوب	۱/۳۲	۰/۸۷	۱/۸۴
صنعتی - درحال توسعه	مرکزی، فارس، خوزستان، قزوین، کرمانشاه، همدان، زنجان	قطب‌های صنعتی دوم، روستاهای صنعتی، شکاف متوسط روستا - شهر	۱/۸۴	۰/۷۹	۰/۴۲
روستایی - سنتی با شکاف متوسط	خراسان رضوی، آذربایجان شرقی، مازندران، گیلان، گلستان، اردبیل، کردستان، لرستان، ایلام	اقتصاد روستایی و کشاورزی، دسترسی محدود به دیجیتال، مهاجرت به شهرها	۲/۴۵	۰/۷۱	-۰/۵۳
محروم با شکاف شدید	سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد، هرمزگان، کرمان، چهارمحال و بختیاری، بوشهر، خراسان جنوبی، خراسان شمالی، آذربایجان غربی	دورافتادگی جغرافیایی، کمبود زیرساخت، محاصره فضایی فقر	۳/۲۴	۰/۵۸	-۱/۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش.

خوشه اول (توسعه‌یافته شهری - دیجیتال) شامل ۶ استان است. این استان‌ها پایین‌ترین شکاف درآمدی (میانگین ۱/۳۲)، بالاترین سطح توسعه انسانی (۰/۸۷) و قوی‌ترین زیرساخت اقتصاد دیجیتال (۱/۸۴) را دارند. ویژگی کلیدی این خوشه، شهری شدن کامل ساختار اقتصادی است؛ به گونه‌ای که روستاهای این استان‌ها عملاً به شهرک‌های صنعتی یا خوابگاه تبدیل شده‌اند و درآمد آن‌ها تفاوت چشمگیری با شهرها ندارد. زیرساخت دیجیتال در این استان‌ها به حدی توسعه‌یافته است که اثر جانشینی مثبت (تضعیف اثر توسعه انسانی بر شکاف درآمدی) در آن‌ها مشاهده می‌شود.

خوشه دوم (صنعتی - درحال توسعه) با ۷ استان در رتبه دوم قرار دارد. میانگین شکاف درآمدی در این خوشه ۱/۸۴ (شکاف متوسط - پایین) و میانگین شاخص توسعه انسانی برابر ۰/۷۹ (متوسط - بالا) است. شاخص زیرساخت اقتصاد دیجیتال با مقدار ۰/۴۲ در سطح متوسط قرار دارد. این استان‌ها قطب‌های صنعتی دوم کشور محسوب می‌شوند و روستاهای صنعتی در حاشیه شهرهای بزرگ آن‌ها شکل گرفته است. شکاف درآمدی در این خوشه عمدتاً ناشی از روستاهای دور از مرکز استان است، نه کل مناطق روستایی.

خوشه سوم (روستایی - سنتی با شکاف متوسط) شامل ۹ استان است. میانگین شکاف درآمدی در این خوشه به ۲/۴۵ می‌رسد (شکاف متوسط - بالا)، درحالی‌که شاخص توسعه انسانی در سطح متوسط (۰/۷۱) و زیرساخت اقتصاد دیجیتال منفی (-۰/۵۳) است. اقتصاد این استان‌ها عمدتاً بر پایه کشاورزی سنتی، دامداری و گردشگری فصلی استوار است. دسترسی محدود به اینترنت پهن‌بند در روستاها، عدم وجود پلتفرم‌های تجارت الکترونیک روستایی، و مهاجرت نیروی کار جوان به شهرهای بزرگ از مهم‌ترین دلایل تداوم شکاف درآمدی در این خوشه است. شایان‌ذکر است که این خوشه بیشترین وسعت جغرافیایی را دارد و الگوی پیرامون نزدیک به مرکز را نشان می‌دهد.

خوشه چهارم (محروم با شکاف شدید) با ۹ استان بحرانی‌ترین وضعیت را دارد. میانگین شکاف درآمدی (GAP) در این خوشه ۳/۲۴ (بیش از سه برابر درآمد شهری نسبت به روستایی)، میانگین شاخص توسعه انسانی ۰/۵۸ و میانگین شاخص زیرساخت اقتصاد دیجیتال منفی ۱/۱۲ است. ویژگی اصلی این خوشه، دورافتادگی جغرافیایی و محاصره فضایی فقر است؛ به این معنا که نه تنها خود استان از زیرساخت‌های اساسی محروم است، بلکه استان‌های هم‌جوار نیز وضعیت مشابهی دارند و بنابراین هیچ سرریز مثبتی از همسایگان دریافت نمی‌کند. در این استان‌ها، اثر جانشینی مثبت مشاهده شده در سطح ملی (تضعیف اثر توسعه انسانی توسط زیرساخت اقتصاد دیجیتال) صدق نمی‌کند، زیرا سطح زیرساخت اقتصاد دیجیتال به آستانه حداقلی لازم برای جانشینی نرسیده است. به عبارت دیگر، در این خوشه توسعه انسانی و اقتصاد دیجیتال هر دو ضعیف هستند و مکمل یکدیگر عمل نمی‌کنند.

۳-۳. مدل پژوهش و روش برآورد

مدل پایه (بدون اثرات فضایی) که رابطه بین توسعه انسانی، اقتصاد دیجیتال و شکاف درآمدی را با در نظر گرفتن اثر تعدیلی بررسی می‌کند، به صورت رابطه ۳ است که در پژوهش بافور و آپیه^۱ (۲۰۲۵) نیز استفاده شده است.

$$GAP_{it} = \beta_0 + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 DIG_{it} + \beta_3 (HDI_{it} \times DIG_{it}) + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

که در آن، GAP_{it} شکاف درآمدی در استان i و سال t ، HDI_{it} شاخص توسعه انسانی، DIG_{it} شاخص زیرساخت اقتصاد دیجیتال، $HDI_{it} \times DIG_{it}$ اثر تعاملی (نقش تعدیلی)، X_{it} بردار متغیرهای کنترلی، μ_i اثرات ثابت استانی، λ_t اثرات ثابت سالانه و ε_{it} جمله خطا است.

در مدل پایه β_1 اثر مستقیم توسعه انسانی (HDI) بر شکاف درآمدی (GAP) (پیش‌بینی: منفی)، β_2 اثر مستقیم زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) بر شکاف درآمدی (GAP) (پیش‌بینی: منفی) و β_3 اثر تعدیلی (باتوجه به همبستگی مثبت توسعه انسانی و زیرساخت اقتصاد دیجیتال، جهت‌گیری آن از نظر تئوری مبهم است) است. از آنجا که $\partial GAP / \partial HDI = \beta_1 + \beta_3 DIG$ و $\beta_1 < 0$ ، علامت و معناداری β_3 نشان می‌دهد که آیا وقتی شاخص زیرساخت اقتصاد دیجیتال بالا است، اثر کاهشی توسعه انسانی (منفی) قوی‌تر ($\beta_3 < 0$) یا ضعیف‌تر ($\beta_3 > 0$) می‌شود. این همان «اثر تعدیلی» است.

پیش از برآورد هر یک از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی، تعریف ماتریس وزن فضایی ضروری است. این ماتریس که با W نمایش داده می‌شود، یک ماتریس $N \times N$ (در این پژوهش 31×31) است که ساختار مجاورت و شدت ارتباط بین واحدهای مکانی (استان‌ها) را کمی‌سازی می‌کند. در حقیقت، ماتریس وزن فضایی، نقشه روابط بین استان‌ها را به زبانی قابل فهم برای مدل‌های رگرسیونی ترجمه می‌کند و مشخص می‌سازد که تغییرات در هر استان، چگونه بر استان‌های دیگر تأثیر می‌گذارد. در این پژوهش، برای اطمینان از استحکام نتایج نسبت به تعریف هم‌جواری، از سه نوع ماتریس فضایی استفاده شده است که هر یک جنبه متفاوتی از ارتباطات فضایی را مدل‌سازی می‌کنند.

الف- ماتریس مجاورت دووجهی: این ماتریس ساده‌ترین و رایج‌ترین تعریف هم‌جواری است. در این رویکرد، ساختار ارتباطات به صورت «همه یا هیچ» تعریف می‌شود و فاقد درجه‌بندی شدت است. این ماتریس، بر اساس فرض تأثیرپذیری استان‌ها از همسایگان مستقیم خود استوار است. در این پژوهش، ماتریس مرز مشترک به عنوان ماتریس اصلی و مبنا برای انتخاب مدل نهایی و تفسیر ضرایب به کار گرفته شده است.

ب- ماتریس فاصله معکوس: در این رویکرد، شدت ارتباط بین دو استان با فاصله جغرافیایی بین آنها نسبت عکس دارد. فاصله بر حسب کیلومتر بین مراکز استان‌ها (شهرهای مرکزی) محاسبه می‌شود. این ماتریس، فرض کاهش تأثیر با افزایش فاصله را مدل‌سازی می‌کند. استفاده از این ماتریس به عنوان آزمون استحکام، به ما امکان می‌دهد بررسی کنیم که آیا نتایج مدل، صرفاً به تعریف همسایه مرزی وابسته است یا خیر. اگر ضرایب در این ماتریس نیز هم‌جهت و معنادار باقی بمانند، اعتماد به استحکام نتایج افزایش می‌یابد.

ج- ماتریس ترکیبی اقتصادی - جغرافیایی: این ماتریس که در ادبیات اقتصادسنجی فضایی جدید مطرح شده است، علاوه بر فاصله جغرافیایی، شباهت اقتصادی بین استان‌ها را نیز در نظر می‌گیرد. منطق این رویکرد آن است که دو استان ممکن است فاصله فیزیکی زیادی داشته باشند، اما به دلیل شباهت‌های ساختاری (همچون سطح توسعه صنعتی، اندازه بازار و تخصص‌های منطقه‌ای)، ارتباطات اقتصادی قوی‌تری نسبت به دو استان نزدیک اما ناهمگن داشته باشند. ماتریس ترکیبی اقتصادی - جغرافیایی، واقع‌گرایانه‌ترین تعریف از ارتباطات فضایی را ارائه می‌دهد، زیرا هم‌زمان هر دو بعد فاصله فیزیکی و شباهت اقتصادی را در نظر می‌گیرد. استفاده از این ماتریس به عنوان سومین آزمون استحکام، به ما امکان می‌دهد بررسی کنیم که اگر ارتباطات اقتصادی (و نه صرفاً مجاورت جغرافیایی) به عنوان مبنای سرریز در نظر گرفته شود، نتایج پژوهش تا چه حد پایدار می‌مانند.

پس از محاسبه مقادیر اولیه هر سه ماتریس، همه آنها با استفاده از روش نرمال‌سازی ردیفی به گونه‌ای استاندارد شدند که مجموع هر سطر برابر با ۱ باشد. این کار، قابلیت مقایسه ضرایب فضایی برآورد شده با هر سه ماتریس را فراهم می‌کند.

بالین حال، به دلیل وجود اثرات فضایی، مدل اصلی این پژوهش با الهام از مطالعه لو و ژو^۱ (۲۰۲۲)، مدل دوربین فضایی (SDM) است که هم اثر تأخیر فضایی متغیر وابسته ($\rho W GAP$) و هم اثر تأخیر فضایی متغیرهای مستقل ($\theta W HDI$, $\theta W DIG$, $\theta W (HDI \times DIG)$ و θWX) را در نظر می‌گیرد. لذا، مدل اصلی به صورت رابطه ۴ تصریح شده است.

$$GAP_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} GAP_{jt} + \beta_1 HDI_{it} + \beta_2 DIG_{it} + \beta_3 (HDI_{it} \times DIG_{it}) + \theta_1 \sum_{j=1}^N w_{ij} HDI_{jt} + \theta_2 \sum_{j=1}^N w_{ij} DIG_{jt} + \theta_3 \sum_{j=1}^N w_{ij} (HDI_{jt} \times DIG_{jt}) + \gamma X_{it} + \phi \sum_{j=1}^N w_{ij} X_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

که در آن، ρ ضریب خودهمبستگی فضایی متغیر وابسته (سرریز شکاف درآمدی از استان‌های همسایه)، w_{ij} عنصر ماتریس وزن فضایی (ماتریس 31×31 با مجموع هر سطر = ۱)، $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ ضرایب سرریز فضایی متغیرهای مستقل و ϕ ضرایب سرریز فضایی متغیرهای کنترلی هستند.

جدول ۵: مقایسه مدل‌های اقتصادسنجی فضایی و مبنای انتخاب SDM

معیار	مدل SAR	مدل SEM	مدل SAC	مدل SDM
اجزای فضایی	فقط Wy	فقط $W\varepsilon$	$Wy + W\varepsilon$	$Wy + WX + W\varepsilon$
قابلیت تشخیص سرریز	محدود (همه در ρ)	ندارد	محدود	بالا (تفکیک γ و θ)
پوشش تئوریک	سرریزهای تعمیم‌یافته	وابستگی خطای فضایی	هر دو	جامع (حالت کلی)

منبع: Floch & Le Saout, (2018)

بر اساس مقایسه جدول ۵، مدل کلی‌تری است و SAR و SEM حالت‌های خاصی از آن هستند. همچنین در SDM امکان محاسبه اثر مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) جداگانه برای هر متغیر مستقل وجود دارد؛ لذا باتوجه به پیچیدگی رابطه (توسعه انسانی، زیرساخت اقتصاد دیجیتال و اثر تعاملی) و احتمال سرریز هر یک، روش SDM مناسب‌ترین انتخاب خواهد بود.

باتوجه به ساختار داده‌های پانل (۳۱ استان، ۱۴ سال، $N > T$) و وجود اثرات ثابت استانی و سالانه، از روش حداکثر درست‌نمایی (MLE) با اثرات ثابت برای مدل دوربین فضایی (SDM) استفاده می‌شود (Atikah et al., 2021). در مدل SDM، به دلیل وجود جمله تأخیر فضایی ($\rho W GAP$)، ضرایب β به‌تنهایی نشان‌دهنده اثر نهایی نیستند. ماتریس اثرات برای یک متغیر مستقل به‌صورت رابطه ۵ محاسبه می‌شود (Debarsy & Ertur, 2019).

$$S_k(W) = (I - \rho W)^{-1}(I\beta_k + W\theta_k) \quad (5)$$

که در آن I ماتریس واحد (۳۱×۳۱)، β_k ضریب مستقیم متغیر k و θ_k ضریب سرریز فضایی متغیر k است. اثرات مستقیم میانگین عناصر قطر اصلی ماتریس $S_k(W)$ و اثرات غیرمستقیم یا سرریز میانگین مجموع عناصر غیرقطری هر سطر خواهد بود.

یکی از نوآوری‌های روش‌شناختی این پژوهش، مدل‌سازی سرریز فضایی اثر تعدیلی از طریق متغیر $W(HDI \times DIG)$ در چارچوب مدل SDM است. به عبارت دیگر، این متغیر نشان می‌دهد که آیا ترکیب توسعه انسانی و زیرساخت دیجیتال در استان‌های هم‌جوار، بر شکاف درآمدی استان هدف تأثیر می‌گذارد یا خیر. بر اساس ادبیات نظری و تجربی، چهار مکانیسم اصلی برای توجیه این سرریز قابل‌شناسایی است.

مکانیسم اول سرریز دانش دیجیتال: دانش به‌عنوان یک کالای عمومی، به راحتی در فضا منتشر می‌شود و مرزهای اداری نمی‌توانند مانع از جریان آن شوند. در زمینه پژوهش حاضر، زمانی که یک استان به ترکیب موفق از سرمایه انسانی (HDI بالا) و زیرساخت دیجیتال (DIG بالا) دست می‌یابد، دانش حاصل از این ترکیب (مانند روش‌های نوین آموزش آنلاین، الگوهای موفق تجارت الکترونیک کشاورزی، و مدل‌های اثربخش دولت الکترونیک) از طریق کانال‌های مختلف به استان‌های هم‌جوار منتقل می‌شود. این سرریز دانش می‌تواند بدون نیاز به سرمایه‌گذاری مجدد در هر دو مؤلفه، اثر تعدیلی مشابهی را در استان‌های هم‌جوار ایجاد کند. به عبارت دیگر، استان‌های پیرامونی می‌توانند از تجربه ترکیبی استان‌های پیشرو بهره‌مند شوند و اثر جانشینی (مکملی) را با هزینه کمتری تجربه کنند. شواهد تجربی از کشور چین نشان می‌دهد که سرریز دانش دیجیتال، نقشی کلیدی در کاهش شکاف درآمدی منطقه‌ای ایفا کرده است (Xu & Liu, 2026).

مکانیسم دوم سرریز زنجیره تأمین و بازار: بر اساس نظریه قطب‌های رشد، بهبود بهره‌وری در یک منطقه از طریق زنجیره‌های تأمین و جریان‌های تجاری به مناطق هم‌جوار منتقل می‌شود. در این پژوهش، ترکیب توسعه انسانی و زیرساخت اقتصاد دیجیتال در استان A (مثلاً از طریق افزایش مهارت‌های دیجیتال نیروی کار و ایجاد پلتفرم‌های تجارت الکترونیک) می‌تواند تقاضا برای محصولات و خدمات استان‌های هم‌جوار را افزایش دهد، یا از طریق زنجیره تأمین، بهره‌وری آن استان‌ها را ارتقا بخشد. به‌ویژه در ایران که استان‌ها به لحاظ اقتصادی به یکدیگر وابسته هستند (استان‌های صنعتی مواد اولیه از استان‌های هم‌جوار تأمین می‌کنند)، این سرریز از اهمیت بالایی برخوردار است (موسوی و بایرام‌زاده، ۱۴۰۳).

مکانیسم سوم سرریز الگوسازی و یادگیری سیاستی: این مکانیسم که در ادبیات جدید جغرافیای اقتصادی با عنوان سرریز نهادی معرفی شده است (Ahmad & Law, 2024)، بر این نکته تأکید دارد که استان‌های هم‌جوار با مشاهده موفقیت یا شکست سیاست‌های توسعه در استان‌های پیشرو، می‌توانند بدون تحمل هزینه آزمون و خطا، سیاست‌های مشابه را اقتباس یا اصلاح کنند. در زمینه پژوهش حاضر، اگر استان A سیاست موفق برای ترکیب سرمایه‌گذاری در توسعه انسانی و زیرساخت دیجیتال (باهدف کاهش شکاف درآمدی) اجرا کند، استان‌های هم‌جوار B و C از این تجربه یاد می‌گیرند و سیاست‌های مشابهی را با هزینه کمتر و کارایی بالاتر پیاده‌سازی می‌کنند. در نتیجه، اثر تعدیلی مشاهده‌شده در استان A، به‌صورت سرریز و با تأخیر، در استان‌های هم‌جوار نیز ظاهر می‌شود.

مکانیسم چهارم سرریز مهاجرتی و جریان نیروی کار ماهر: مهاجرت نیروی کار عمدتاً ناشی از تفاوت در درآمد موردانتظار است. زمانی که ترکیب توسعه انسانی و زیرساخت اقتصاد دیجیتال در استان A منجر به کاهش شکاف درآمدی و ایجاد فرصت‌های شغلی جدید در مناطق روستایی این استان می‌شود، فشار مهاجرت از روستاهای استان A به شهرهای استان A کاهش می‌یابد. اما این اثر می‌تواند به استان هم‌جوار B نیز سرایت کند: کاهش مهاجرت از استان A به استان B (به دلیل بهبود شرایط روستایی در A) باعث کاهش عرضه نیروی کار ارزان در استان B و در نتیجه افزایش دستمزدها در بخش‌های کم‌مهارت استان B می‌شود که به نوبه خود شکاف درآمدی در استان B را کاهش می‌دهد (Tese & Aga, 2024). این مکانیسم غیرمستقیم، نشان می‌دهد که چگونه ترکیب توسعه انسانی و زیرساخت اقتصاد دیجیتال در یک استان، از طریق تغییر الگوهای مهاجرتی، می‌تواند بر شکاف درآمدی استان‌های هم‌جوار تأثیر بگذارد.

بر اساس چهار مکانیسم فوق، انتظار می‌رود که متغیر $\theta W(HDI \times DIG)$ (سرریز فضایی اثر تعدیلی) از نظر آماری معنادار باشد. جهت آن نیز به جهت اثر تعدیلی در سطح درون‌استانی (β_3) وابسته است؛ اگر اثر جانشینی در سطح درون‌استانی حاکم باشد ($\beta_3 > 0$)، انتظار می‌رود که سرریز آن نیز مثبت باشد، زیرا مکانیسم‌های فوق (دانش، زنجیره تأمین، الگوسازی و مهاجرت) جهت سرریز را هم‌راستا با جهت اثر اصلی حفظ می‌کنند. این پیش‌بینی نظری، در بخش یافته‌ها (جدول ۱۰ و ۱۱) مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد.

با درک محدودیت ذاتی مدل‌های داده‌های تابلویی فضایی در مواجهه با علیت معکوس، پژوهش حاضر راهبرد استفاده از متغیرهای ابزاری درون‌زا برای مدل‌های فضایی با اثرات ثابت را برای کاهش این مخاطره اتخاذ کرده است. بدین منظور، وقفه‌های زمانی مرتبه اول و دوم متغیرهای توسعه انسانی و زیرساخت اقتصاد دیجیتال به‌عنوان ابزار برای $HDI_{i,t}$ و نیز وقفه‌های مکانی متغیرهای مستقل به‌عنوان ابزارهای جایگزین استفاده شده‌اند. نتایج آزمون سارگان - هانسن با احتمال ۰/۱۸۳ نشان می‌دهد که ابزارها معتبر بوده و مشکل هم‌بستگی ابزار با جملات خطا وجود ندارد.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی

نتایج آمارهای توصیفی در جدول ۶ نشان می‌دهد که به طور متوسط در ایران، درآمد خانوارهای شهری بیش از دوبرابر خانوارهای روستایی است. حداکثر شکاف (۳/۸۲) مربوط به استان‌های محروم با اقتصاد تک‌محصولی (مانند سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویراحمد) است و حداقل شکاف (۱/۰۸) مربوط به استان‌های توسعه‌یافته با روستاهای صنعتی (مانند تهران، البرز، اصفهان) است؛ الگویی که می‌تواند حاکی از یک رابطه غیرخطی و نیازمند تحلیل فضایی باشد. ضریب تغییرات بالای سرمایه‌گذاری دولتی (۱/۳۱)، تمرکز جمعیت (۰/۶۸) و توسعه انسانی (۰/۱۱) نشان‌دهنده تفاوت عمیق ساختاری بین استان‌هاست. سهم واریانس بین استانی برای بیشتر متغیرها بیش از ۵۰ درصد است که بیانگر آن است که تفاوت‌ها عمدتاً بین استان‌هاست نه درون یک استان در طول زمان. این امر می‌تواند دلیلی قوی برای استفاده از مدل فضایی با اثرات ثابت استانی باشد. همچنین انحراف معیار بالای زیرساخت اقتصاد دیجیتال (۰/۹۴) نشان می‌دهد که این شاخص به‌شدت نابرابر توزیع شده است. استان‌های تهران، اصفهان و البرز بیشترین امتیاز (تا ۲/۸۶) و استان‌های سیستان و بلوچستان، کردستان و کهگیلویه و بویراحمد کمترین امتیاز را (تا ۱/۴۲) دارند. این نابرابری دیجیتال، فرضیه تعدیلی پژوهش را تقویت می‌کند.

جدول ۶: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش (۱۳۹۰-۱۴۰۳)

متغیر	میانگین	میان	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	ضریب تغییرات	IOC*
شکاف درآمدی	۲/۱۸۴	۲/۰۶۵	۰/۴۵۲	۱/۰۸	۳/۸۲	۰/۲۰۷	بین استانی: ۶۲٪
توسعه انسانی	۰/۷۶۲	۰/۷۷۴	۰/۰۸۴	۰/۵۴۰	۰/۸۹۶	۰/۱۱۰	بین استانی: ۷۰٪
زیرساخت اقتصاد دیجیتال	۰/۰۰۰	-۰/۱۴۵	۰/۹۴۲	-۱/۴۲۳	۲/۸۶۱	—	بین استانی: ۷۸٪
نرخ بیکاری	۱۲/۶۴	۱۱/۸۰	۴/۸۷	۵/۲۰	۲۸/۴۰	۰/۳۸۵	بین استانی: ۵۵٪
سرمایه‌گذاری دولتی	۸/۴۲	۵/۸۰	۱۱/۰۴	۱/۲۰	۹۴/۳۰	۱/۳۱۲	بین استانی: ۸۵٪
ارزش افزوده صنعت	۲۶/۸۰	۲۴/۵۰	۱۲/۶۰	۶/۲۰	۶۴/۸۰	۰/۴۷۰	بین استانی: ۶۸٪
نسبت شهرنشینی	۰/۶۸۴	۰/۶۹۲	۰/۱۳۸	۰/۴۰۵	۰/۹۹۸	۰/۲۰۲	بین استانی: ۵۸٪
تمرکز جمعیت	۰/۱۲۴	۰/۰۹۸	۰/۰۸۴	۰/۰۳۴	۰/۴۲۵	۰/۶۷۷	بین استانی: ۹۰٪
نرخ تورم	۱۸/۴۲	۱۶/۸۰	۸/۹۴	۷/۲۰	۴۲/۵۰	۰/۴۸۵	بین استانی: ۴۰٪

* نکته: سهم واریانس بین استانی از کل واریانس (نشان‌دهنده ناهمگونی فضایی)
منبع: یافته‌های پژوهش.

در جدول ۷ ماتریس همبستگی پیرسون برای متغیرهای پژوهش گزارش شده است. براساس نتایج این تحقیق، همبستگی منفی و نسبتاً قوی بین توسعه انسانی (HDI) و شکاف درآمدی (GAP) (-0.58) شواهد اولیه برای فرضیه اول پژوهش (تأثیر کاهشی توسعه انسانی بر شکاف درآمدی) را فراهم می‌کند. استان‌هایی با شاخص توسعه انسانی بالاتر به طور سیستماتیک شکاف درآمدی کمتری دارند. همبستگی منفی بین زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) و شکاف درآمدی (GAP) (-0.42) نشان می‌دهد که زیرساخت اقتصاد دیجیتال بیشتر با شکاف درآمدی کمتر همراه است. با این حال، همبستگی مثبت قوی بین توسعه انسانی (HDI) و زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) (0.65) وجود دارد که بیانگر هم‌راستایی توسعه انسانی و دیجیتال است که این هم‌خطی باید در مدل‌سازی کنترل شود. همچنین همبستگی منفی بین نسبت شهرنشینی (Urban) و شکاف درآمدی (GAP) (-0.35) قابل توجه است. براساس نتایج، استان‌های با شهرنشینی بالا (تهران، البرز) شکاف کمتری دارند، احتمالاً به دلیل آنکه در این استان‌ها روستاهای شهری شده، با درآمد نزدیک شهری وجود دارد که این موضوع نیازمند بررسی فضایی است.

جدول ۷: ماتریس همبستگی پیرسون

متغیر	GAP	HDI	DIG	Unemp	GovInv	IndVal	Urban	PopConc	Inflation
GAP	۱/۰۰								
HDI	-0.58	۱/۰۰							
DIG	-0.42	-0.65	۱/۰۰						
Unemp	-0.32	-0.24	-0.18	۱/۰۰					
GovInv	-0.08	0.15	0.22	0.04	۱/۰۰				
IndVal	-0.18	-0.21	0.28	-0.21	0.12	۱/۰۰			
Urban	-0.35	-0.44	-0.51	-0.14	0.18	-0.29	۱/۰۰		
PopConc	-0.24	-0.31	-0.18	0.18	-0.06	-0.22	-0.42	۱/۰۰	
Inflation	0.11	-0.06	-0.08	0.05	0.02	-0.03	-0.04	0.07	۱/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۲. آزمون‌های مقدماتی

قبل از تخمین مدل اصلی پژوهش، در این قسمت آزمون‌های مقدماتی LM و هاسمن برای تشخیص مدل انجام پذیرفته است. بر اساس نتایج جدول (۸)، هر دو آزمون LM و R-LM معنادار هستند، اما Robust LM (خطا) با احتمال 0.338 معنادار نیست. این نتیجه قویاً نشان می‌دهد که مدل باید شامل $WGAP$ (تأخیر فضایی) باشد، اما شواهد کافی برای WE وجود ندارد. اگرچه آزمون‌های Robust LM در جدول (۸)، مدل SAR را به عنوان نقطه شروع پیشنهاد می‌کنند، اما سه معیار اصلی برای انتخاب نهایی SDM تعیین‌کننده بوده‌اند: اول، آزمون

LR (SDM vs SAR) با آماره ۱۵/۴۲ و احتمال ۰/۰۰۴ فرض تقلیل را رد می‌کند (جدول ۱۴). دوم، هدف نظری پژوهش (تفکیک سرریز متغیرهای مختلف) ایجاب می‌کند که مدلی باقابلیت شناسایی جداگانه اثرات سرریز (SDM) به کار گرفته شود. سوم، معیار AIC در مدل SDM نسبت به SAR بهبودیافته است (جدول ۱۴)؛ بنابراین، با وجود حمایت اولیه آزمون‌های LM از SAR، شواهد قوی‌تری از سوی آزمون‌های LR و معیارهای اطلاعاتی برای انتخاب SDM وجود دارد. بنابراین، بر اساس نتایج جدول (۹) در تمام مدل‌ها، اثرات ثابت استانی ترجیح داده می‌شود. همچنین از اثرات ثابت سالانه برای کنترل شوک‌های کلان (مثل تحریم‌ها، کرونا، نوسانات ارزی) استفاده می‌شود.

جدول ۸: آزمون LM فضایی برای انتخاب مدل

آزمون	آماره	درجه آزادی	احتمال	تصمیم
LM (تأخیر فضایی)	۳۲/۴۵	۱	۰/۰۰۰	رد H_0 : اثر $WGAP$ دارد.
LM (خطای فضایی)	۱۸/۶۲	۱	۰/۰۰۰	رد H_0 : اثر WE دارد.
Robust LM (تأخیر)	۱۳/۸۳	۱	۰/۰۰۰	با حضور خطای فضایی، تأخیر دارد.
Robust LM (خطا)	۰/۹۲	۱	۰/۳۳۸	با حضور تأخیر، خطا معنادار نیست.

منبع: یافته‌های پژوهش.

جدول ۹: آزمون هاسمن برای انتخاب اثرات ثابت یا تصادفی

نوع مدل	آماره	احتمال	تصمیم
غیر فضایی (OLS)	۴۲/۸۴	۰/۰۰۰	اثرات ثابت استانی
SAR (اثر ثابت)	۳۸/۱۵	۰/۰۰۲	اثرات ثابت استانی
SEM (اثر ثابت)	۳۶/۴۰	۰/۰۰۳	اثرات ثابت استانی

منبع: یافته‌های پژوهش.

۴-۳. برآورد مدل پژوهش

نتایج برآورد مدل‌های پژوهش در جدول ۱۰ گزارش شده است. بر اساس نتایج، هم‌راستا با فرضیه اول پژوهش، استان‌هایی با توسعه انسانی بالاتر به طور سیستماتیک شکاف کمتری را تجربه می‌کنند؛ هرچند جهت علیت این رابطه نیازمند پژوهش‌های شبه‌تجربی آتی است. این یافته با نظریه قابلیت‌های آمارتیاسن و نظریه رشد درون‌زا^۱ در پژوهش فودوکاپار و سیدمارتینز^۲ (۲۰۱۹) همسو است. به عبارت دیگر، افزایش یک انحراف معیار در شاخص توسعه انسانی^۳ (۰/۰۸۴ واحد) شکاف درآمدی را به میزان $0.084 \times 0.325 \approx 0.027$ واحد کاهش می‌دهد که معادل کاهش ۱/۲۵ درصدی شکاف نسبت به میانگین است.

1. Endogenous growth theory
2. Fukuda-Parr & Cid-Martinez (2019)
3. Human Development Index

در تبیین اقتصادی این یافته، سرمایه‌گذاری در آموزش، قابلیت شناختی روستاییان را افزایش می‌دهد و آنان را قادر می‌سازد تا اطلاعات بازار را بهتر پردازش کنند، با واسطه‌ها مذاکره کنند و به مشاغل غیرکشاورزی با درآمد بالاتر دست یابند. همچنین بهبود سلامت، قابلیت فیزیکی نیروی کار روستایی را افزایش داده و بهره‌وری در فعالیتهای کشاورزی و دامداری را بالا می‌برد. در ایران، استان‌های با توسعه انسانی بالا نه تنها از مدارس و مراکز بهداشتی بهتری برخوردارند، بلکه الگوی معیشتی روستاهای آن‌ها از کشاورزی سنتی به صنایع تبدیلی، گردشگری و خدمات دانش‌بنیان تغییر یافته است که خود به نزدیک شدن درآمد روستاییان به سطح شهری منجر شده است. از منظر ارزش اقتصادی، افزایش یک انحراف معیار در شاخص توسعه انسانی با کاهش ۱/۲۵ درصدی شکاف نسبت به میانگین همراه است که باتوجه به جمعیت روستایی ایران، به معنای افزایش قابل توجه رفاه نسبی و کاهش فشار مهاجرت به شهرهاست.

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل‌های فضایی (متغیر وابسته: GAP)

متغیر	مدل OLS	مدل SAR	مدل SEM	مدل SDM
توسعه انسانی	-۰/۳۵۲ *** (۰/۰۶۴)	-۰/۳۱۸ *** (۰/۰۵۲)	-۰/۳۰۴ *** (۰/۰۴۸)	-۰/۳۲۵ *** (۰/۰۴۴)
زیرساخت اقتصاد دیجیتال	-۰/۲۰۵ ** (۰/۰۷۸)	-۰/۱۸۹ * (۰/۰۷۲)	-۰/۱۷۶ * (۰/۰۶۸)	-۰/۱۸۴ *** (۰/۰۶۵)
اثر تعاملی	۰/۰۸۵ * (۰/۰۵۴)	۰/۱۱۲ * (۰/۰۴۸)	۰/۱۲۸ * (۰/۰۴۵)	۰/۱۴۲ *** (۰/۰۴۲)
نرخ بیکاری	۰/۱۲۶ * (۰/۰۵۸)	۰/۱۰۵ (۰/۰۵۴)	۰/۰۹۴ (۰/۰۵۲)	۰/۱۰۰ (۰/۰۵۲)
سرمایه‌گذاری دولتی	-۰/۰۴۲ (۰/۰۳۱)	-۰/۰۳۸ (۰/۰۲۸)	-۰/۰۳۵ (۰/۰۲۷)	-۰/۰۳۹ (۰/۰۲۸)
ارزش افزوده صنعت	-۰/۰۸۶ (۰/۰۴۵)	-۰/۰۷۲ (۰/۰۴۲)	-۰/۰۶۴ (۰/۰۴۰)	-۰/۰۶۸ (۰/۰۴۱)
نسبت شهرنشینی	-۰/۳۵۴ ** (۰/۱۱۸)	-۰/۳۲۶ ** (۰/۱۱۲)	-۰/۳۱۸ ** (۰/۱۰۸)	-۰/۳۳۵ ** (۰/۱۰۵)
تمرکز جمعیت	۰/۳۱۸ * (۰/۰۹۲)	۰/۲۰۴ * (۰/۰۸۶)	۰/۱۹۵ * (۰/۰۸۲)	۰/۲۰۰ * (۰/۰۸۴)
نرخ تورم	۰/۰۲۸ (۰/۰۲۲)	۰/۰۲۴ (۰/۰۱۹)	۰/۰۲۲ (۰/۰۱۸)	۰/۰۲۵ (۰/۰۱۹)
پارامترهای فضایی				
ρ (تاخیر فضایی GAP)	-	۰/۳۴۸ ** (۰/۱۱۲)	-	۰/۳۷۵ ** (۰/۱۰۸)
Λ (خودهمبستگی خطا)	-	-	۰/۲۹۵ * (۰/۱۲۴)	-
θ_{HDI}	-	-	-	-۰/۱۸۵ * (۰/۰۶۲)
θ_{DIG}	-	-	-	-۰/۱۲۲ * (۰/۰۵۴)
$\theta_{HDI \times DIG}$	-	-	-	۰/۱۰۴ * (۰/۰۴۸)
آماره‌های تشخیصی				
Log-likelihood	-۴۸۲/۳۰	-۴۵۶/۷۲	-۴۵۸/۴۰	-۴۵۲/۱۸
AIC	۹۸۸/۶۰	۹۳۹/۴۴	۹۴۲/۸۰	۹۳۴/۳۶
BIC	۱۰۱۲/۸۰	۹۶۸/۲۰	۹۷۱/۶۰	۹۶۸/۵۰
R-squared	۰/۶۲۵	۰/۶۵۴	۰/۶۴۸	۰/۶۷۳

نکته: خطاهای استاندارد مقاوم در داخل پرانتز. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

منبع: یافته‌های پژوهش.

بر اساس فرضیه دوم پژوهش، ضریب منفی تأثیر زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) بر شکاف درآمدی نشان می‌دهد که بهبود زیرساخت اقتصاد دیجیتال نیز به کاهش شکاف درآمدی کمک می‌کند، هرچند اثر آن کوچک‌تر از شاخص توسعه انسانی (HDI) است. این یافته با دیدگاه توانمندسازی دیجیتال در پژوهش خان و همکاران (۲۰۲۴) همخوانی دارد. کاهش شکاف درآمدی توسط زیرساخت دیجیتال از سه کانال اقتصادی قابل تبیین است. کانال اول کاهش هزینه‌های مبادله است. به طوری که اینترنت و پلتفرم‌های تجارت الکترونیک، واسطه‌های غیرضروری بین تولیدکننده روستایی و مصرف‌کننده شهری را حذف می‌کنند و سود حاصل از فروش را به جیب کشاورزان می‌ریزند. کانال دوم دسترسی به خدمات است که از این طریق آموزش آنلاین و سلامت از راه دور، شکاف دسترسی روستاییان به خدمات باکیفیت را پر می‌کنند و بدون نیاز به مهاجرت، فرصت را به مناطق محروم می‌آورند. کانال سوم ایجاد مشاغل جدید است که در آن اقتصاد پلتفرمی و کار از راه دور، فرصت‌های شغلی جدیدی (فروش صنایع دستی، خدمات گردشگری روستایی، دورکاری) برای روستاییان ایجاد کرده است که پیش از این وجود نداشت. همچنین، اثر کوچک‌تر زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) نسبت به توسعه انسانی (HDI) نشان می‌دهد که در ایران، زیرساخت دیجیتال هنوز به بلوغ کافی نرسیده و سرمایه‌گذاری در آن باید به‌عنوان مکمل (نه جایگزین) توسعه انسانی دیده شود؛ اما اثر شبکه‌ای آن به این معناست که با گسترش جغرافیایی و افزایش کاربران، ارزش آن به طور تصاعدی افزایش خواهد یافت.

هم‌راستا با فرضیه سوم پژوهش، برای متغیر اثر تعدیلی، ضریب تعاملی مثبت و معنادار است. این یافته نشان می‌دهد که در استان‌هایی که زیرساخت اقتصاد دیجیتال قوی‌تری دارند، تأثیر منفی توسعه انسانی (HDI) بر شکاف درآمدی ضعیف‌تر است. به عبارت دیگر، اثر جانشینی به جای اثر مکملی حاکم است. برای تبیین بهتر اثر تعدیلی رابطه (۶) به شکل زیر تفصیل شده است.

$$\partial GAP / \partial HDI = \beta_1 + \beta_3 DIG = -0.325 + 0.142 \times DIG \quad (۶)$$

بر اساس رابطه (۶)، در استان‌ها با زیرساخت اقتصاد دیجیتال پایین (مثلاً -۱ انحراف از میانگین) $\partial GAP / \partial HDI \approx -0.467$ بوده که نشان‌دهنده اثر قوی کاهشی است؛ در استان‌ها با زیرساخت اقتصاد دیجیتال متوسط (مثلاً ۰): $\partial GAP / \partial HDI = -0.325$ بوده و نشان‌دهنده اثر خنثی است؛ همچنین در استان‌ها با زیرساخت اقتصاد دیجیتال بالا (مثلاً ۲+) $\partial GAP / \partial HDI \approx -0.041$ خواهد شد که بیانگر اثر بسیار ضعیف یا حتی خنثی است. در تبیین این یافته لازم به ذکر است به احتمال زیاد در استان‌هایی که از قبل زیرساخت دیجیتال قوی دارند (تهران، البرز، اصفهان)، فناوری‌های دیجیتال جانشین برخی کارکردهای توسعه انسانی سنتی شده‌اند. به‌عنوان مثال پلتفرم‌های آموزش آنلاین و تجارت الکترونیک به افراد کم‌بهره اجازه می‌دهند بدون سرمایه‌گذاری گسترده در آموزش رسمی از فرصت‌ها بهره‌مند شوند. در نتیجه اقتصاد دیجیتال به‌عنوان یک تساوی‌کننده فرصت‌ها عمل می‌کند و اثر مزیت‌های اولیه توسعه انسانی را کاهش می‌دهد. این مسئله، یافته‌ای نوآورانه و مهم برای سیاست‌گذاری ملی است؛ در ایران، توسعه دیجیتال به‌عنوان یک سیاست جبرانی می‌تواند در مناطقی که توسعه انسانی در کوتاه‌مدت قابل ارتقا نیست، مؤثر باشد.

پدیده جانشینی (به‌جای مکملی) در ایران ریشه در چهار عامل ساختاری دارد. عامل اول (ناکارآمدی نهادهای دولتی) است. مدارس و مراکز بهداشتی روستایی ایران عمدتاً دولتی، متمرکز و با انعطاف‌پذیری پایین هستند؛ کیفیت آموزش در بسیاری از روستاها پایین و معلمان مجرب تمایل به کار در شهرها دارند. در چنین شرایطی، پلتفرم‌های آموزش آنلاین با ارائه محتوای باکیفیت و هزینه کمتر، جانشین ارزان‌تری برای آموزش رسمی ناکارآمد شده‌اند. عامل دوم رشد پلتفرم‌های تجارت الکترونیک کشاورزی است. پلتفرم‌های فروش مستقیم محصولات کشاورزی، کارکردهای مدیریتی و بازاریابی را که قبلاً نیازمند مهارت‌های پیچیده (و محصول توسعه انسانی) بود، به یک رابط کاربری ساده واگذار کرده‌اند. عامل سوم خدمات مالی دیجیتال است. کیف پول‌ها و وام‌های خرد آنلاین، نیاز به سواد مالی و حقوقی پیشرفته را کاهش داده و دسترسی روستاییان به اعتبارات را تسهیل کرده‌اند. عامل چهارم یادگیری مهارت‌محور است. محتوای آموزشی آنلاین در ایران عمدتاً مهارت‌محور و بازارمحور است و روستاییان می‌توانند بدون طی کردن سال‌ها تحصیلات رسمی، وارد بازار کار با درآمد بالا شوند. این عوامل موجب شده‌اند که ابزار دیجیتال در استان‌های پیشرو (مانند تهران و البرز) تا حد زیادی جانشین کارکردهای سنتی توسعه انسانی شود و اثر کاهشی شاخص توسعه انسانی را تضعیف کند.

همچنین در راستای فرضیه چهارم پژوهش ضریب اثرات فضایی (۰/۳۷۵) نشان می‌دهد که خودهمبستگی فضایی قوی در مدل وجود دارد؛ به‌طوری که افزایش یک‌واحدی در میانگین وزنی شکاف درآمدی استان‌های هم‌جوار، شکاف درآمدی استان هدف را ۰/۳۷۵ واحد افزایش می‌دهد. همچنین θ_{DIG} و θ_{HDI} منفی و معنادار هستند؛ به این معنا که بهبود توسعه انسانی و زیرساخت اقتصاد دیجیتال در استان‌های هم‌جوار، به کاهش شکاف درآمدی در استان هدف کمک می‌کند (سرریز مثبت).

وابستگی فضایی قوی شکاف درآمدی در ایران، نشان می‌دهد که این پدیده صرفاً یک مسئله درون‌استانی نیست، بلکه یک پدیده منطقه‌ای و خوشه‌ای است که از سه کانال اصلی سرایت می‌کند. کانال اول زنجیره تأمین و تجارت بین استانی است. بهبود توسعه انسانی و دیجیتال در استان‌های صنعتی (مانند اصفهان، تهران، فارس) از طریق افزایش تقاضا برای مواد اولیه و محصولات واسطه‌ای، درآمد استان‌های هم‌جوار را نیز بالا می‌برد و به کاهش شکاف آنها کمک می‌کند. کانال دوم جریان‌های مهاجرتی است. کاهش شکاف درآمدی در یک استان، فشار مهاجرت از روستاهای آن استان به شهرها را کاهش می‌دهد و این امر به نوبه خود عرضه نیروی کار ارزان در استان‌های هم‌جوار را کاهش داده و دستمزدها را در آن مناطق افزایش می‌دهد. کانال سوم الگوسازی و سرریز نهادی است. استان‌های هم‌جوار با مشاهده موفقیت سیاست‌های کاهش شکاف در استان همسایه، می‌توانند بدون تحمل هزینه آزمون و خطا، سیاست‌های مشابه را اقتباس کنند. در ایران، استان‌های توسعه‌یافته (مانند تهران و اصفهان) با ایجاد الگوهای موفق در زمینه آموزش آنلاین، تجارت الکترونیک و گردشگری دیجیتال، عملاً به‌عنوان قطب‌های دانش عمل کرده و سرریزهای مثبتی به استان‌های هم‌جوار ارسال می‌کنند. نادیده‌گرفتن این سرریزها، منجر به کم‌برآوردی ۳۴ درصدی اثر کل شاخص توسعه انسانی (HDI) بر کاهش شکاف درآمدی می‌شود که نشان می‌دهد تحلیل‌های غیر فضایی، تصویر ناقصی از واقعیت ارائه می‌دهند.

برای درک صحیح مقدار تأثیر هر متغیر در مدل SDM (به دلیل جمله $\rho WGAP$)، باید اثر مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) محاسبه شود. نتایج تجزیه اثرات کل به مستقیم و غیرمستقیم در جدول (۱۱) گزارش شده است. بر اساس نتایج، افزایش توسعه انسانی در استان i به طور مستقیم شکاف درآمدی همان استان را کاهش می‌دهد (اثر مستقیم -0.318)؛ افزایش توسعه انسانی در استان‌های هم‌جوار نیز شکاف درآمدی استان i را کاهش می‌دهد (اثر غیرمستقیم/سرریز -0.162). این امر به دلیل سرریزهای دانش، تجارت بین استانی و زنجیره‌های تأمین است. در ایران، استان‌های توسعه‌یافته‌تر (مانند اصفهان و تهران) به استان‌های پیرامونی کمک می‌کنند (هرچند ممکن است نابرابری را نیز تشدید کنند، اما اثر کل مثبت است). افزایش یک انحراف معیار در شاخص توسعه انسانی در کل منطقه (با در نظر گرفتن سرریزها) شکاف درآمدی را به میزان $0.048 \times 0.04 \approx 0.00192$ واحد کاهش می‌دهد که معادل $8/3$ درصد نسبت به میانگین است (اثر کل -0.480)؛ بنابراین تحلیل غیر فضایی (که فقط اثر مستقیم -0.318 را نشان می‌داد) اثر کل را حدود ۳۴ درصد کم کرده است.

برای زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) نیز الگوی مشابه توسعه انسانی قابل مشاهده است؛ اما اندازه اثرات کوچک‌تر است. اثر کل زیرساخت اقتصاد دیجیتال (-0.288) حدود ۶۰ درصد اثر کل شاخص توسعه انسانی است. این امر نشان می‌دهد که در ایران، توسعه انسانی هنوز موتور قوی‌تری برای کاهش نابرابری منطقه‌ای است. همچنین برای اثر تعدیلی ($HDI \times DIG$)، اثر مستقیم مثبت (0.138) به این معناست که در استان‌های با زیرساخت اقتصاد دیجیتال بالا، تأثیر شاخص توسعه انسانی بر شکاف درآمدی ضعیف‌تر است. اثر غیرمستقیم مثبت (0.095) بیانگر آن است که بالابودن زیرساخت اقتصاد دیجیتال در استان‌های هم‌جوار نیز اثر تعدیلی مثبت دارد؛ یعنی اگر استان‌های اطراف دیجیتالی باشند، تأثیر شاخص توسعه انسانی در استان هدف نیز تضعیف می‌شود؛ این امر نشان‌دهنده یک هماهنگی منطقه‌ای در مکانیسم جانشینی است.

جدول ۱۱: تجزیه اثرات (کل، مستقیم و غیرمستقیم) بر اساس مدل SDM

متغیر	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم (سرریز)	اثر کل
توسعه انسانی	$-0.318^*(0.048)$	$-0.162^*(0.054)$	$-0.480^{***}(0.078)$
زیرساخت اقتصاد دیجیتال	$-0.176^*(0.062)$	$0.112^*(0.048)$	$-0.288^{***}(0.084)$
اثر تعاملی	$0.138^*(0.046)$	$0.095^*(0.036)$	$0.233^{***}(0.062)$
نرخ بیکاری	$0.098(0.054)$	$0.062(0.042)$	$0.160(0.084)$
سرمایه‌گذاری دولتی	$-0.036(0.028)$	$-0.024(0.022)$	$-0.060(0.042)$
ارزش افزوده صنعت	$-0.065(0.042)$	$-0.044(0.036)$	$-0.109(0.064)$
نسبت شهرنشینی	$-0.324^{**}(0.108)$	$-0.218^*(0.094)$	$-0.542^{***}(0.142)$
تمرکز جمعیت	$0.193^*(0.084)$	$0.134^*(0.062)$	$0.326^{**}(0.112)$
نرخ تورم	$0.022(0.021)$	$0.014(0.018)$	$0.036(0.032)$

نکته: خطاهای استاندارد بوت‌استرپ (۱۰۰۰ تکرار) در داخل پرانتز. $*** p < 0.001$, $** p < 0.01$, $* p < 0.05$
منبع: یافته‌های پژوهش.

به صورت کلی در بین متغیرهای کنترلی تنها نسبت شهرنشینی و تمرکز جمعیت معنادار شده‌اند. استان‌های با شهرنشینی بالاتر شکاف کمتری دارند که امری منطقی است: در این استان‌ها، روستاها عملاً شهری شده‌اند و درآمد آنها افزایش یافته است. همچنین استان‌هایی که جمعیت در یک یا دو شهر متمرکز شده است شکاف بیشتری دارند، زیرا روستاهای دورافتاده از خدمات محروم می‌مانند. نسبت شهرنشینی با ضریب $-0/335$ - نشان می‌دهد که شهرنشینی در ایران به معنای واقعی روستایی‌زدایی است. در استان‌های با شهرنشینی بالا (تهران، البرز، اصفهان)، روستاها عملاً به حومه‌های شهری یا شهرک‌های صنعتی تبدیل شده‌اند و از نظر دسترسی به خدمات زیرساختی، شبکه حمل‌ونقل، بازار کار و فرصت‌های شغلی با شهرها تفاوت چندانی ندارند. این امر موجب نزدیک شدن درآمد روستاییان به سطح شهری می‌شود. در مقابل، ضریب مثبت تمرکز جمعیت ($0/200$) نشان می‌دهد که الگوی قطب - پیرامون در ایران همچنان فعال است. استان‌هایی که جمعیت در یک یا دو شهر بزرگ متمرکز شده است (مانند کرمان، هرمزگان، سیستان و بلوچستان)، روستاهای دورافتاده از خدمات و فرصت‌های اقتصادی محروم می‌مانند و شکاف درآمدی به حداکثر می‌رسد. این الگو نشان می‌دهد که سیاست‌های تمرکززدایی جمعیت و توسعه متوازن منطقه‌ای در ایران با شکست مواجه شده است و نیاز به بازنگری اساسی در تخصیص منابع و سرمایه‌گذاری‌های زیرساختی در مناطق محروم وجود دارد.

با توجه به اینکه متغیر زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) دارای توزیع نرمال نیست و واریانس بالایی دارد، در ادامه اثر نهایی توسعه انسانی بر شکاف درآمدی در سه سطح کلیدی (صدک ۲۵، ۵۰ و ۷۵) محاسبه شده است. نتایج تحلیل اثرات نهایی نشان می‌دهد که با افزایش سطح زیرساخت اقتصاد دیجیتال، اثر کاهشی شاخص توسعه انسانی بر شکاف درآمدی به طور سیستماتیک تضعیف می‌شود (از $-0/346$ به $-0/149$). این الگوی کاهشی، شاهد قوی‌تری برای اثر جانشینی فراهم می‌کند.

جدول ۱۲: تحلیل اثرات نهایی در سطوح مختلف زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG)

سطح DIG	مقدار DIG	اثر نهایی	خطای استاندارد	تفسیر
پایین (صدک ۲۵)	$-0/980$	$-0/346 = (-0/980) \times 0/142 + 0/325$	$0/052$	اثر کاهشی قوی
متوسط (میانگین)	$0/000$	$-0/325$	$0/044$	اثر کاهشی متوسط
بالا (صدک ۷۵)	$1/240$	$-0/149 = 1/240 \times 0/142 + 0/325$	$0/056$	اثر کاهشی ضعیف

منبع: یافته‌های پژوهش.

با حل معادله $\partial GAP / \partial HDI = 0$ ، نقطه آستانه‌ای محاسبه می‌شود که در آن اثر توسعه انسانی بر شکاف درآمدی به صفر می‌رسد ($2/29$)؛ سپس این آستانه در توزیع واقعی زیرساخت اقتصاد دیجیتال استان‌ها بررسی شده است. نتایج تحلیل جدول (۱۳) نشان می‌دهد که اثر جانشینی کامل (خنثی شدن کامل اثر توسعه انسانی) فقط در دو استان تهران و البرز که بالاترین سطح زیرساخت دیجیتال را دارند، مشاهده می‌شود. برای اکثریت استان‌ها (بیش از ۹۳ درصد)، اثر توسعه انسانی همچنان کاهشی است، هرچند با شدت‌های متفاوت. این یافته، استنتاج اثر جانشینی را محافظه کارانه‌تر و واقع‌بینانه‌تر می‌کند.

جدول ۱۳: توزیع استان‌ها بر اساس آستانه اثر جانشینی

محدوده DIG	وضعیت اثر HDI بر GAP	تعداد استان‌ها	درصد استان‌ها	نمونه استان‌ها
DIG < 2.29	اثر کاهشی (HDI شکاف را کم می‌کند)	۲۹ استان	۹۳/۵٪	اکثریت استان‌ها
DIG ≥ 2.29	اثر خنثی یا افزایشی	۲ استان	۶/۵٪	تهران (۲/۸۶)، البرز (۲/۴۲)

منبع: یافته‌های پژوهش.

۳-۴. آزمون‌های تشخیصی و استحکام نتایج

جدول (۱۴)، نتایج آزمون‌های تشخیصی برای مدل SDM را نشان می‌دهد. نتایج آزمون‌های تشخیصی و استحکام در قالب پنج دسته قابل تحلیل است. دسته اول (آزمون‌های انتخاب مدل): بر اساس آزمون‌های LR، مدل SDM به طور معناداری بر مدل‌های SAR و SEM ترجیح داده می‌شود ($p < 0.05$). آزمون والد نیز معناداری هم‌زمان سرریزهای فضایی متغیرهای مستقل را تأیید می‌کند. آزمون هاسمن تعمیم‌یافته نیز برتری اثرات ثابت استانی را نشان می‌دهد؛ بنابراین مدل SDM با اثرات ثابت استانی و سالانه به عنوان مدل نهایی پژوهش انتخاب می‌شود.

جدول ۱۴: آزمون‌های تشخیصی برای مدل نهایی

آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
LR (SDM vs SAR)	۱۵/۴۲	۰/۰۰۴	رد فرض تقلیل SDM به SAR ← SDM ترجیح دارد.
LR (SDM vs SEM)	۱۲/۱۸	۰/۰۱۶	رد فرض تقلیل SDM ← SAR ترجیح دارد.
Wald ($\theta_{HDI} = \theta_{DIG} = 0$)	۱۰/۸۴	۰/۰۱۳	سرریزهای X باهم معنادار هستند.
Hausman (تعمیم‌یافته فضایی)	۳۲/۵۶	۰/۰۰۱	اثرات ثابت استانی ترجیح دارد.
Moran's I (پسماندهای مدل SDM)	۰/۰۵۲	۰/۳۸۴	عدم وجود خودهمبستگی فضایی باقیمانده
Pesaran's CD	۱/۰۸	۰/۲۸۰	عدم وجود وابستگی مقطعی در پسماندها
تعدیل شده R-squared (درونی)	۰/۶۷۳	-	قدرت تبیین خوب
حذف استان‌های پرت (اثر مستقیم HDI)	-۰/۲۹۶	۰/۰۰۰	ضرایب پس از حذف پرت‌ها پایدار باقی مانده‌اند.
حذف استان‌های پرت (اثر تعدیلی)	۰/۱۲۶	۰/۰۰۶	اثر تعدیلی مثبت همچنان معنادار است.
دوره اول (۱۳۹۰-۱۳۹۶) اثر کل HDI	-۰/۴۵۲	۰/۰۰۰	نقش HDI معنادار است.
دوره دوم (۱۳۹۷-۱۴۰۳) اثر کل HDI	-۰/۵۱۸	۰/۰۰۰	نقش HDI پررنگ‌تر شده است.
شاخص تایل (اثر کل HDI)	-۰/۴۲۶	۰/۰۰۰	نتایج نسبت به تعریف نابرابری مقاوم است.
DIG _{Simple} (اثر تعدیلی HDI×DIG)	۰/۲۱۲	۰/۰۰۰	اثر تعدیلی مثبت با شاخص ساده‌تر نیز تأیید شد.
کنترل اثر کرونا (متغیر مجازی)	۰/۰۸۴	۰/۰۴۲	کرونا به طور میانگین شکاف درآمدی را افزایش داده است.
رویکرد بیزی	[۰/۰۸۴, ۰/۱۹۶]	-	نتایج با روش MLE همپوشانی کامل دارد.

منبع: یافته‌های پژوهش.

دسته دوم (آزمون‌های تشخیصی پایه): آزمون موران بر روی پسماندهای مدل SDM ($I=0.052, p=0.384$) نشان می‌دهد که مدل توانسته است خودهمبستگی فضایی موجود در داده‌ها را به‌خوبی جذب کند و پسماندها فاقد خودهمبستگی فضایی معنادار هستند. همچنین آزمون وابستگی مقطعی پسران^۱ ($CD=1.08, p=0.280$) حاکی از عدم وجود وابستگی مقطعی باقیمانده در پسماندهاست که نشان‌دهنده کفایت مدل در کنترل وابستگی‌های بین استانی است. مقدار تعدیل‌شده آماره R^2 برابر با ۰/۶۷۳ نشان می‌دهد که مدل از قدرت تبیین خوبی برخوردار است.

دسته سوم (استحکام نسبت به حذف استان‌های پرت): حذف استان‌های پرت (تهران، البرز، سیستان و بلوچستان و کهگیلویه و بویراحمد) نشان داد که ضرایب اصلی و اثر تعدیلی، همچنان معنی‌دار باقی می‌مانند. دسته چهارم (استحکام نسبت به دوره زمانی و تعریف متغیرها): تقسیم دوره به دو زیر دوره ۱۳۹۶-۱۳۹۰ و ۱۴۰۳-۱۳۹۷ نشان داد که در دوره دوم (هم‌زمان با تشدید تحریم‌ها و همه‌گیری کرونا)، اندازه ضرایب توسعه انسانی (HDI) و زیرساخت اقتصاد دیجیتال (DIG) افزایش یافته است که بیانگر نقش تثبیت‌کنندگی توسعه انسانی و زیرساخت دیجیتال در شرایط بحران است. همچنین استفاده از شاخص‌های جایگزین نابرابری (تایل^۲) و تعریف‌های جایگزین زیرساخت اقتصاد دیجیتال (میانگین ساده) نشان داد که نتیجه اصلی پژوهش (اثر تعدیلی مثبت و معنادار) نسبت به تعریف متغیرها مقاوم است.

دسته پنجم (استحکام نسبت به شوک‌های ساختاری و روش برآورد): کنترل اثر همه‌گیری کرونا با متغیر مجازی نشان داد که کرونا به طور متوسط شکاف درآمدی را افزایش داده است. همچنین برآورد مدل با رویکرد بیزی، فواصل اطمینان ۹۵٪ برای ضریب تعدیلی را در بازه $[0/084, 0/196]$ نشان داد که با نتایج روش حداکثر درست‌نمایی (MLE) همپوشانی کامل دارد.

این یافته‌ها استحکام نتایج را در برابر شوک‌های ساختاری و روش برآورد تأیید می‌کند. در ادامه برای آزمون حساسیت و استحکام نتایج، ماتریس‌های فضایی جایگزین در نظر گرفته شده‌اند. بر اساس نتایج جدول (۱۵)، با تغییر ماتریس وزن فضایی، نتایج نسبت به انتخاب ماتریس اولیه مقاوم هستند. هر سه ماتریس اثر منفی و معنادار شاخص توسعه انسانی (مستقیم و غیرمستقیم) را نشان می‌دهند.

جدول ۱۵: استحکام نتایج نسبت به ماتریس وزن فضایی (اثر کل HDI بر GAP)

نوع ماتریس	اثر مستقیم (HDI)	اثر غیرمستقیم (HDI)	شاخص موران (پسماند)
مرز مشترک	-۰/۳۱۸	-۰/۱۶۲	۰/۳۸ ($p=0/052$)
فاصله معکوس	-۰/۳۲۵	-۰/۱۴۰	۰/۲۴ ($p=0/064$)
اقتصادی - جغرافیایی	-۰/۳۰۶	-۰/۱۸۵	۰/۴۱ ($p=0/048$)

منبع: یافته‌های پژوهش.

همچنین به‌عنوان آزمون استحکام، مدل پژوهش با روش GMM سیستمی^۱ آرلانو - باور/بوندل (که برای داده‌های N بزرگ و T کوچک طراحی شده و به طور خاص درون‌زایی را کنترل می‌کند) نیز برآورد شده است. ضرایب شاخص توسعه انسانی در این مدل (۰/۲۹۸-) از نظر اندازه و معناداری بسیار نزدیک به مدل اصلی SDM (۰/۳۲۵-) است. این هم‌گرایی، اطمینان ما را نسبت به عدم سوگیری شدید ناشی از علیت معکوس افزایش می‌دهد، هرچند آن را به طور کامل رد نمی‌کند. برای ارائه تحلیل عمیق‌تر و بررسی همپوشانی شاخص توسعه انسانی و شکاف درآمدی، مدل پژوهش با تفکیک مؤلفه‌های شاخص توسعه انسانی نیز برآورد شده که در آن، تأثیر هر یک از سه مؤلفه اصلی شاخص توسعه انسانی (سلامت، آموزش و درآمد) به‌صورت جداگانه بر شکاف درآمدی بررسی شده است. این کار به ما امکان می‌دهد تا سهم هر مؤلفه را در کاهش شکاف درآمدی تفکیک کنیم. بر اساس نتایج جدول (۱۶)، تفکیک مؤلفه‌های شاخص توسعه انسانی نشان می‌دهد که مؤلفه‌های آموزش و سلامت (که مستقل از درآمد هستند)، هر یک به‌تنهایی سهم قابل‌توجهی در تبیین کاهش شکاف درآمدی دارند و این اثر صرفاً ناشی از هم‌پوشانی درآمدی نیست.

جدول ۱۶: تأثیر تفکیک‌شده مؤلفه‌های شاخص توسعه انسانی بر شکاف درآمدی (GAP)

مؤلفه شاخص توسعه انسانی	ضریب اثر مستقیم	ضریب اثر کل
شاخص سلامت	-۰/۱۵۲	-۰/۲۰۴
شاخص آموزش	-۰/۱۸۴	-۰/۲۶۲
شاخص درآمد	-۰/۲۹۸	-۰/۴۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش.

همچنین، به‌منظور استحکام‌بخشی به ادعای اثر جانشینی، مجموعه‌ای از آزمون‌های تکمیلی انجام شد. اول، آزمون جوهانسون نشان داد که اثر توسعه انسانی بر شکاف درآمدی برای استان‌هایی با زیرساخت اقتصاد دیجیتال بالاتر از ۲/۲۹ از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌شود. دوم، آزمون والد فرضیه عدم وجود اثر تعدیلی را رد می‌کند ($\chi^2=11.46$, $p=0.000$). سوم، آزمون چاو فضایی تفاوت معنی‌دار در ضریب توسعه انسانی بین گروه‌های با زیرساخت اقتصاد دیجیتال بالا و پایین را تأیید می‌کند ($F=7.84$, $p=0.005$). این آزمون‌ها نشان می‌دهند که نتیجه‌گیری درباره اثر جانشینی مبتنی بر شواهد آماری مستحکمی است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر باهدف بررسی نقش تعدیلی زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال بر رابطه بین توسعه انسانی و شکاف درآمد شهری - روستایی در ۳۱ استان ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۴۰۳ انجام شد و با بهره‌گیری از مدل دوربین فضایی (SDM) و رویکرد اثرات ثابت، یافته‌های معناداری حاصل گردید. اولین یافته پژوهش حاکی از آن است که توسعه انسانی با شکاف درآمدی همبستگی منفی معناداری دارد که با نتایج مطالعات پیشین از جمله یانگ و

1. System-Generalized Method of Moments (SYS-GMM)

هوانگ (۲۰۱۷) و وانگ و همکاران (۲۰۲۰) همسو است. دومین یافته نشان می‌دهد که زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال به طور مستقیم شکاف درآمدی را کاهش می‌دهد که این نتیجه با پژوهش‌های لی و همکاران (۲۰۲۶) و ژو و لیو (۲۰۲۶) همخوانی دارد.

سومین و مهم‌ترین یافته پژوهش، کشف اثر تعدیلی مثبت و معنادار توسعه انسانی و اقتصاد دیجیتال است که نشان‌دهنده وجود اثر جانشینی به جای اثر مکملی در استان‌های ایران است. این یافته بدین معناست که در استان‌هایی با زیرساخت دیجیتال قوی‌تر، تأثیر کاهش‌دهنده توسعه انسانی بر شکاف درآمدی ضعیف‌تر می‌شود. این نتیجه با مطالعات انجام‌شده در کشورهای درحال توسعه نظیر لی و ونگ (۲۰۲۶) در مورد نقش توسعه دیجیتال روستایی در دستیابی به رفاه عمومی هماهنگی دارد. در مقابل، در پژوهش‌هایی مانند آلکا و میهای (۲۰۲۵) در کشورهای توسعه‌یافته مانند اروپا معمولاً اثر مکملی گزارش شده است که در آن‌ها زیرساخت دیجیتال اثربخشی سرمایه انسانی را افزایش می‌دهد. در ایران، عواملی همچون ساختار سنتی آموزش در مناطق روستایی، رشد سریع پلتفرم‌های آموزش آنلاین که امکان یادگیری ارزان و در دسترس را فراهم کرده‌اند، توسعه تجارت الکترونیک روستایی از طریق پلتفرم‌های جدید که به کشاورزان و تولیدکنندگان اجازه می‌دهد بدون نیاز به تحصیلات عالی محصولات خود را به بازار شهری عرضه کنند، و همچنین گسترش خدمات مالی دیجیتال که دسترسی روستاییان به اعتبارات را تسهیل کرده است، تبیین‌کننده این اثر جانشینی هستند.

چهارمین یافته پژوهش حاکی از وجود خودهمبستگی فضایی بالای شکاف درآمدی است که نشان می‌دهد نابرابری درآمدی در ایران به صورت خوشه‌ای توزیع شده است. این یافته با نتایج پژوهش‌های سوسنو (۲۰۲۳) و مائورو (۲۰۲۲) همسو است. در ایران، چهار خوشه اصلی شناسایی شد. این خوشه‌بندی نشان می‌دهد که سیاست‌های کاهش شکاف درآمدی در ایران نمی‌تواند یکسان و سراسری باشد. برای خوشه اول، سیاست مکمل دیجیتال (تقویت بیشتر زیرساخت اقتصاد دیجیتال) اثر چندانی ندارد؛ برای خوشه دوم، سرمایه‌گذاری هدفمند در روستاهای صنعتی میانی مؤثر است؛ برای خوشه سوم، اولویت با توسعه اینترنت روستایی و آموزش دیجیتال است؛ و برای خوشه چهارم، نیاز به یک بسته سیاستی ترکیبی شامل زیرساخت فیزیکی (راه، برق، آب)، توسعه انسانی پایه (مدارس، مراکز سلامت) و سپس زیرساخت دیجیتال وجود دارد و این سه باید هم‌زمان اجرا شوند. در مجموع، نتایج این پژوهش دلالت‌های سیاستی مهمی از جمله نیاز به سرمایه‌گذاری هم‌زمان در توسعه انسانی و دیجیتال، استفاده از اقتصاد دیجیتال به عنوان سیاست جبرانی در استان‌های با توسعه انسانی پایین، هدف‌گذاری توسعه دیجیتال در مناطق روستایی با اولویت آموزش آنلاین و تجارت الکترونیک کشاورزی، اصلاح نظام تأمین مالی فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) روستایی، و طراحی سیاست‌های منطقه‌ای مبتنی بر فضا و هماهنگی برای شکستن خوشه‌های فقر دارد.

قابل ذکر است که پژوهش حاضر با چند محدودیت اساسی مواجه است که باید در تعمیم نتایج موردتوجه قرار گیرد. استفاده از داده‌های استانی (۳۱ استان) به جای داده‌های شهرستانی منجر به پنهان ماندن تنوع درون‌استانی می‌شود. به عنوان مثال، در استان پهنواری مانند کرمان، مرکز استان (شهر کرمان) از شکاف درآمدی

کمی برخوردار است؛ اما روستاهای دورافتاده در شهرستان‌های کهنوج و منوجان از شکاف بسیار بالایی رنج می‌برند. میانگین‌گیری در سطح استان، این تفاوت‌های مهم را پنهان می‌کند. شاخص زیرساخت اقتصاد دیجیتال در این پژوهش با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) ساخته شد. اگرچه این روش رایج است، اما وزن‌های بهینه برای هر مؤلفه تعیین نشده و ممکن است مؤلفه‌ای مانند ارزش معاملات تجارت الکترونیک که در استان‌های پیشرو بسیار بالاست، وزن بیش از حدی دریافت کرده باشد. همچنین دوره زمانی پژوهش (۱۳۹۰-۱۴۰۳) شامل شوک‌های بزرگی مانند اعمال تحریم‌های بین‌المللی، بحران کرونا و نوسانات شدید ارزی است. اگرچه اثرات ثابت سالانه تا حدی این شوک‌ها را کنترل کرده است، اما اثرات متفاوت این شوک‌ها در استان‌های مختلف به طور کامل لحاظ نشده است.

بر اساس یافته‌های پژوهش و باتوجه به ماهیت فضایی پدیده شکاف درآمدی، توصیه‌های سیاستی در سه سطح قابل‌دسته‌بندی است. در سطح ملی: (۱) سرمایه‌گذاری هم‌زمان در توسعه انسانی و اقتصاد دیجیتال ضروری است، زیرا هر دو اثر مستقیم و منفی بر شکاف درآمدی دارند؛ بااین‌حال، باتوجه به اندازه بزرگ‌تر اثر توسعه انسانی در مقایسه با زیرساخت اقتصاد دیجیتال، اولویت با سرمایه‌گذاری در آموزش و سلامت در مناطق روستایی است. (۲) باتوجه به اثر جانشینی مثبت، اقتصاد دیجیتال می‌تواند به‌عنوان یک سیاست جبرانی در استان‌های با توسعه انسانی پایین مورد استفاده قرار گیرد؛ به این معنا که در کوتاه‌مدت که افزایش سطح توسعه انسانی دشوار است، سرمایه‌گذاری در زیرساخت دیجیتال می‌تواند به‌عنوان یک جایگزین عمل کند. (۳) هدف‌گذاری توسعه دیجیتال در مناطق روستایی باید با اولویت آموزش آنلاین (تجهیز مدارس روستایی به اینترنت پرسرعت، تولید محتوای بومی) و تجارت الکترونیک کشاورزی (ایجاد سکوی فروش مستقیم، آموزش بازاریابی آنلاین به کشاورزان) انجام شود. (۴) اصلاح نظام تأمین مالی فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) روستایی از طریق تخصیص یارانه اینترنت بر اساس میزان محرومیت (توسعه انسانی پایین‌تر، یارانه بالاتر)، حذف عوارض ضمنی تجارت الکترونیک بین استانی، و ایجاد صندوق توسعه دیجیتال روستایی در اولویت قرار دارد. در سطح منطقه‌ای و مبتنی بر خوشه‌بندی فضایی: (۵) برای خوشه جنوب شرق که با محاصره فقر مواجه است، ایجاد هاب دیجیتال منطقه‌ای در استان کرمان یا زاهدان، سرمایه‌گذاری در اینترنت روستایی پرسرعت (فیبر نوری تا روستاهای پرجمعیت)، و آموزش مهارت‌های دیجیتال پایه (به‌ویژه برای زنان روستایی که سهم مهمی در تولیدات کشاورزی و صنایع دستی دارند) توصیه می‌شود. (۶) برای خوشه مرکزی استفاده از ظرفیت استان‌های پیشرو برای انتقال بسته سیاستی دیجیتال (شامل دانش فنی، محتوای آموزشی، زیرساخت) به استان‌های پیرامونی از طریق شکل‌گیری کنسرسیوم تجارت الکترونیک روستایی متشکل از استان‌های مرکزی و همچنین ایجاد مشوق‌های مالی برای شرکت‌های دانش‌بنیانی که خدمات خود را به روستاهای استان‌های محروم گسترش می‌دهند، پیشنهاد می‌شود. (۷) برای استان‌های با الگوی High-Low، تقویت زیرساخت دیجیتال گردشگری روستایی (بوم‌گردی آنلاین، رزرواسیون اینترنتی اقامتگاه‌های بومی، بازاریابی دیجیتال صنایع دستی) و راه‌اندازی سکوی فروش مستقیم محصولات کشاورزی به مصرف‌کنندگان شهری (حذف واسطه‌ها) در اولویت است. (۸) برای استان‌های Low-High که با وجود هم‌جواری با استان‌های پیشرو، از زیرساخت دیجیتال ضعیفی برخوردارند، باید علت اصلی عقب‌ماندگی (که احتمالاً شکاف

دیجیتال نهادی است نه صرفاً زیرساختی) بررسی و موانع نهادی (از جمله قوانین محدودکننده، عدم هماهنگی بین دستگاه‌های اجرایی، کمبود نیروی متخصص فناوری اطلاعات و ارتباطات) رفع شود. در مجموع، یافته‌های این پژوهش از نظر سیاستی راهنمای عملی برای اولویت‌بندی سرمایه‌گذاری‌ها و اصلاحات نهادی در مناطق مختلف ایران ارائه می‌دهد.

باتوجه‌به یافته‌ها و محدودیت‌های پژوهش حاضر، چندین مسیر برای تحقیقات آینده قابل پیشنهاد است. اول، استفاده از مدل‌های پویای فضایی که می‌تواند پویایی‌های تعدیل شکاف درآمدی در طول زمان را آشکار کند و نشان دهد که آیا شکاف درآمدی استان‌ها به سمت همگرایی حرکت می‌کنند یا واگرایی؛ دوم، تفکیک شکاف دیجیتال به ابعاد دسترسی و مهارت؛ سوم، استفاده از معیارهای جایگزین شکاف منطقه‌ای به‌جای نسبت درآمد شهری به روستایی (که حساس به مقادیر پرت و تفاوت‌های درون توزیعی است)؛ چهارم، تحلیل علی با روش متغیرهای ابزاری طبیعی و پنجم، انجام مطالعات کیفی و ترکیبی و انجام مطالعات موردی عمیق در روستاهای منتخب از استان‌های با خوشه‌های مختلف.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در نگارش مقاله سهم و نقش یکسان داشته‌اند.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

سپاسگزاری (تقدیر و تشکر)

نویسندگان از تمامی افرادی که با نظرات سازنده و راهنمایی‌های خود در بهبود کیفیت این مقاله نقش داشته‌اند، تشکر می‌کنند.

شناسه ارکید (ORCID)

<https://orcid.org/0000-0001-5855-7512>

<https://orcid.org/0000-0001-6005-6370>

مصطفی شمس‌الدینی

ثمینه قاسمی‌فر



منابع و مأخذ

- بهدانی، زهرا و محتشمی برزادران، غلامرضا. (۱۴۰۳). تحلیل نابرابری درآمد در استان‌های ایران: رتبه‌بندی و مقایسه با استفاده از شاخص‌های مختلف. پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۳۲ (۱۱۲)، ۱۴۶-۱۹۷.
<http://dx.doi.org/10.61186/qjerp.32.112.146>
- حاتمی شامیر، مسلم، بابکی، روح اله و الیاس پور، بهنام. (۱۴۰۲). نقش وفور منابع طبیعی و سرمایه انسانی در توسعه مالی ایران (رهیافت خود توضیح با وقفه‌های توزیعی). بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۱۰ (۲۰)، ۱۳۵-۱۶۵.
<https://doi.org/10.30465/ce.2024.45669.1890>
- راهپیم، عبدالمجید و غلامی، بهادر. (۱۴۰۰). بررسی چالش‌های فضایی توسعه شهری و اثرات آن برای امنیت ملی ایران. پژوهش‌های جغرافیایی انسانی، ۵۳ (۲)، ۶۳۷-۶۵۲.
<https://doi.org/10.22059/jhgr.2020.297525.1008078>
- رحمان مرانه، دلشاد، زروکی، شهریار، جعفری صمیمی، احمد و موتمنی، مانی. (۱۴۰۵). تحلیل اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر خانوار و نابرابری درآمد در ایران. سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، ۵ (۱)، ۹۷-۱۳۶.
https://jepr.uok.ac.ir/article_64255.html
- سلمانی، بهزاد، ذوالقدر، حمید و شکری، مصطفی. (۱۳۹۶). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر نفوذ اینترنت در ایران با استفاده از رگرسیون فازی. نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۴ (۳)، ۹۱-۱۱۶.
https://eco.j.tabrizu.ac.ir/article_6754.html
- سیف، غزال، جلالی اسفندآبادی، سید عبدالمجید و زاینده‌رودی، محسن. (۱۴۰۳). بررسی اثر نامتقارن صادرات نفت بر تولید ناخالص داخلی، بیکاری و توزیع درآمد در ایران (رویکرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM). بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۱۱ (۲۱)، ۲۷۱-۲۹۲.
<https://doi.org/10.30465/ce.2024.49706.1977>
- شمس‌الدینی، مصطفی. (۱۴۰۵). تحلیل فضایی - زمانی کیفیت توسعه شهری در مراکز استان‌های ایران: نقش زیرساخت‌ها، حاکمیت و عوامل اجتماعی - اقتصادی. اقتصاد شهری، ۱۱ (۱)، ۱۳-۲۸.
<https://doi.org/10.22108/ue.2025.146943.1328>
- عیسی‌زاده روشن، یوسف و پورفرج، علیرضا. (۱۳۹۷). بررسی رابطه علی بین شکاف دیجیتال و شکاف درآمدی در استان‌های ایران. سیاست‌های راهبردی و کلان، ۶ (۲۲)، ۱۰۱-۱۲۰.
https://www.jmsp.ir/article_59871.html
- غیبشای، فاضل، اکبری، احمد، دادرس مقدم، امیر و حسینی، سید مهدی. (۱۴۰۰). شهرنشینی، آلودگی آب و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با ره‌یافت پانل فضایی. مجله آب‌وفاضلاب، ۳۲ (۶)، ۴۸-۵۷.
<https://doi.org/10.22093/wwj.2021.269544.3106>
- کفیلی، وحید، ذبیحی دان، محمد سعید و خداپرست شیرازی، جلیل. (۱۴۰۳). علیت بین شهرنشینی و شکاف درآمدی مناطق شهری و روستایی استان‌های ایران: علیت گرنجری پانلی مبتنی بر رویکرد بوت استرپ. برنامه‌ریزی منطقه‌ای، ۱۴ (۵۴)، ۲۳-۱۳.
<https://doi.org/10.30495/jzpm.2021.27985.3896>
- کیان‌پور، سعید و حاجیان، محسن. (۱۴۰۳). بررسی و رتبه‌بندی شاخص زیرساخت‌های اقتصاد دیجیتال در استان‌های ایران. مطالعات زیست‌بوم اقتصاد نوآوری، ۴ (۱)، ۱۰۵-۱۲۴.
<https://doi.org/10.22111/innoeco.2024.49481.1108>

- ملک‌شاهی، طاهره، داودی، پرویز و صمصامی، حسین. (۱۴۰۲). تأثیر ابزار پرداخت الکترونیک بر بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *اقتصاد و الگوسازی*، ۱۴(۱)، ۳۵-۸۱.
<https://doi.org/10.48308/jem.2023.229419.1795>
- موسوی، میر نجف و بایرام‌زاده، نیما. (۱۴۰۳). تحلیل فضایی روند نابرابری‌های منطقه‌ای در ایران. *اطلاعات جغرافیایی*، ۳۳(۱۳۱)، ۱۰۵-۱۲۵.
<https://doi.org/10.22131/SEPEHR.2024.2017054.3039>
- هاشمی، شکوه السادات، حافظی، بهار و شریفی رنانی، حسین. (۱۴۰۳). اثر آستانه‌ای حکمرانی خوب بر برابری جنسیتی در ایران با تأکید بر نابرابری درآمدی. *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۳(۳)، ۴۸-۷۶.
<https://doi.org/10.22034/jep.2024.141744.1148>

References

- Ahmad, M., & Law, S. H. (2024). Financial development, institutions, and economic growth nexus: A spatial econometrics analysis using geographical and institutional proximities. *International Journal of Finance & Economics*, 29(3), 2699-2721.
<https://doi.org/10.1002/ijfe.2791>
- Aleca, O. E., & Mihai, F. (2025). The role of digital infrastructure and skills in enhancing labor productivity: Insights from Industry 4.0 in the European Union. *Systems*, 13(2), 113.
<https://doi.org/10.3390/systems13020113>
- Atikah, N., Widodo, B., Rahardjo, S., Mardijah, Kholifia, N., & Afifah, D. L. (2021). The efficiency of Spatial Durbin Model (SDM) parameters estimation on advertisement tax revenue in Malang City. *Journal of Physics: Conference Series*, 1821(1), 012012.
<https://doi.org/10.1088/1742-6596/1821/1/012012>
- Baffour Gyau, E., Li, Y., & Appiah, M. (2025). Global digital transformation: Discovering the impact of digitalization on income inequality in OECD countries, the moderating role of globalization. *Economic Change and Restructuring*, 58(1), 6.
<https://doi.org/10.1007/s10644-024-09843-2>
- Behdani, Z., Mohtashami, G. (2025). Analysis of income inequality in Iranian provinces: ranking and comparison using various indices. *Economic Research and Policies*, 32(112), 146-197.
<http://dx.doi.org/10.61186/qjerp.32.112.146> [In Persian]
- Chen, Y. (2021). An analytical process of spatial autocorrelation functions based on Moran's index. *PloS one*, 16(4), e0249589. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0249589>
- Danang, S., Setlight, D. F. F., & Rumintja, F. O. (2025). Innovative Design of an Effective E-Commerce Web Model for Optimizing the Distribution of Agricultural Products in Rural Areas. *Indonesian Interdisciplinary Journal of Sharia Economics*, 8(3), 14960-14985.
<https://doi.org/10.31538/ijse.v8i3.8740>
- Debarsy, N., & Ertur, C. (2019). Interaction matrix selection in spatial autoregressive models with an application to growth theory. *Regional Science and Urban Economics*, 75, 49-69.
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2019.01.002>
- Deng, X., Guo, M., & Liu, Y. (2023). Digital economy development and the urban-rural income gap: Evidence from Chinese cities. *Plos one*, 18(2), e0280225.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0280225>

- Dossou, T. A. M., Kambaye, E. N., Berhe, M. W., & Asongu, S. A. (2025). Moderating effect of ICT on the relationship between governance quality and income inequality in sub-Saharan Africa. *Information development*, 41(2), 445-464. <https://doi.org/10.1177/02666669231170396>
- Eisazadeh, Y., Porfaraj, A. (2018). Investigating the causal relationship between digital divide and income divide in Iran's provinces. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 6(22), 101-120. https://www.jmsp.ir/article_59871.html [In Persian]
- Floch, J. M., & Le Saout, R. (2018). Spatial econometrics-common models. *Handbook of spatial analysis: Theory and practical application with R*, 149-177. <https://www.insee.fr/en/information/3635545>
- Fukuda-Parr, S., & Cid-Martinez, I. (2019). Capability approach and human development. In *The Palgrave handbook of development economics: Critical reflections on globalisation and development*, Springer International Publishing, 441-468. https://doi.org/10.1007/978-3-030-14000-7_13
- Gan, T., Yang, H., Liang, W., & Liao, X. (2021). Do economic development and population agglomeration inevitably aggravate haze pollution in China? New evidence from spatial econometric analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(5), 5063-5079. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10847-4>
- Ghobaishavi, F., Akbari, A., Dadras Moghadam, A., & Hoseini, S. (2022). Urbanization, water pollution and economic growth in provinces of Iran with spatial panel approach. *Journal of Water and Wastewater*, 32(6), 48-57. <https://doi.org/10.22093/wwj.2021.269544.3106> [In Persian]
- Harris, J. L., & Menzel, M. P. (2023). Entrepreneurial ecosystems and clusters: How can economic geographers advance debates for regional development?. *Progress in Human Geography*, 47(6), 813-832. <https://doi.org/10.1177/03091325231205091>
- Hashemi, S. A., Hafezi, B., & Sharifi renani, H. (2024). Threshold effect of good governance on gender equality in Iran with emphasis on income inequality. *Economic Policies and Research*, 3(3), 48-76. <https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141744.1148> [In Persian]
- Hatami Shamir, M., Babaki, R., & Elyaspour, B. (2024). The Impact of Abundance of Natural Resources and Human Capital on Financial Development of Iran (Auto Regression Distributed Lag Approach). *Journal of Iranian Economic Issues*, 10(20), 135-165. <https://doi.org/10.30465/ce.2024.45669.1890> [In Persian]
- Jiang, C., & Jin, B. (2024). Does the development of digital economy infrastructure reduce the urban-rural income gap? Theoretical experience and empirical data from China. *Kybernetes*, 53(2), 600-619. <https://doi.org/10.1108/K-12-2022-1744>
- Kafili, V., Zabihidan, M., & Khodaparast shirazi, J. (2024). Causality between urbanization and urban-rural income gap in Iranian provinces: Granger causality causality based on Bootstrap approach. *Regional Planning*, 14(54), 13-22. <https://doi.org/10.30495/jzpm.2021.27985.3896> [In Persian]
- Khan, A. A., Ahmad, Z., Abbas, R., & Ahmad, M. (2024). Economic empowerment: The role of digital financial inclusion in boosting gross national income in upper-income countries. *Review of Education, Administration & Law*, 7(1), 01-17. <https://doi.org/10.47067/real.v7i1.362>

- Kian Poor, S., & Hajian, M. (2024). Reviewing and ranking of the digital economy infrastructure index in Iran's provinces. *Innovation Economic Ecosystem Studies*, 4(1), 105-124. <https://doi.org/10.22111/innoeco.2024.49481.1108> [In Persian]
- Le Gallo, J., & Fingleton, B. (2021). Endogeneity in spatial models. In *Handbook of regional science* (pp. 2237-2265). Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/978-3-662-60723-7_122
- Li, H., Tian, H., & Rabbi, M. A. (2026). The impact of informatization on the urban-rural income gap: An empirical investigation of China. *Information Development*, 42(1), 206-220. <https://doi.org/10.1177/02666669231210839>
- Li, W., & Weng, J. (2026). Intensify or Alleviate? The Impact of Rural Digital Development on Rural Income Inequality: Evidence From the Chinese Household Level. *Journal of International Development*, 38(1), 71-87. <https://doi.org/10.1002/jid.70041>
- Liang, K., & Liu, W. (2026). Digital infrastructure and urban-rural income gap: Empirical evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 105003. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2026.105003>
- Litwin, D. (2021). The Urban-Rural Divide: Spatial Inequalities and Backlash in the Investment Treaty Regime. *The Italian Yearbook of International Law Online*, 30(1), 131-153. <https://doi.org/10.1163/22116133-03001008>
- Liu, S., Zhang, Y., Liu, Y., & Wang, N. (2025). The impact of higher education investment on the urban-rural income gap: An analysis of mediating and threshold effects based on data from China's eight major comprehensive economic zones. *Plos one*, 20(6), e0326059. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0326059>
- Lu, Y., & Zhu, S. (2022). Digital economy, scientific and technological innovation, and high-quality economic development: A mediating effect model based on the spatial perspective. *PloS one*, 17(11), e0277245. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0277245>
- Makhlouf, Y., & Lalley, C. (2023). Education expansion, income inequality and structural transformation: Evidence from OECD countries. *Social indicators research*, 169(1), 255-281. <https://doi.org/10.1007/s11205-023-03161-2>
- Malekshahi, T., Davoodi, P., & Samsami, H. (2023). The impact of electronic payment instrument on real sector of Iran's economy: A DSGE approach. *Journal of Economics and Modelling*, 14(1), 35-81. <https://doi.org/10.48308/jem.2023.229419.1795> [In Persian]
- Martínez-Navarro, D., Amate-Fortes, I., & Guarnido-Rueda, A. (2020). Inequality and development: is the Kuznets curve in effect today?. *Economia Politica*, 37(3), 703-735. <https://doi.org/10.1007/s40888-020-00190-9>
- Mauro, J. A. (2022). Spatial awareness: Examining the impact of income mobility on local economic growth under spatial autocorrelation. *Quarterly Review of Business Disciplines*, 8(4), 345-363. <https://www.qrbd.org/QRBD/Articles/QRBD8-4-Article5.pdf>
- Mousavi, M., & Bayramzadeh, N. (2024). Spatial analysis of the trend of regional inequalities in Iran. *Scientific-Research Quarterly of Geographical Data*, 33(131), 105-125. <https://doi.org/10.22131/SEPEHR.2024.2017054.3039> [In Persian]

- Navarro, V. (2020). Development and quality of life: A critique of Amartya Sen's development as freedom. In *The Political Economy of Social Inequalities*, Routledge, 461-474. <https://doi.org/10.4324/9781315231051>
- Rahman Maraneh, D., Zaroki, S., Jafari Samimi, A., & Motameni, M. (2026). Analyzing the asymmetric effect of economic instability on household poverty and income inequality in Iran. *Economic Policies and Research*, 5(1), 97-136. https://jepr.uok.ac.ir/article_64255.html [In Persian]
- Rahpeyma, A., & Gholami, B. (2021). Exploring the spatial challenges of urban development and its impacts For the national security of Iran. *Human Geography Research*, 53(2), 637-652. <https://doi.org/10.22059/jhgr.2020.297525.1008078> [In Persian]
- Salmani, B., Zolghadr, H., & Shokri, M. (2017). The economic factors affecting internet diffusion in Iran using the fuzzy regression. *Applied Theories of Economics*, 4(3), 91-116. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6754.html [In Persian]
- Seif, G., Jalae Esfand abadi, S. A., & Zayanderoody, M. (2024). Investigating the asymmetric effect of oil export on GDP, unemployment and income distribution in Iran (GMM approach). *Journal of Iranian Economic Issues*, 11(21), 271-292. <https://doi.org/10.30465/ce.2024.49706.1977> [In Persian]
- Shamsoddini, M. (2026). A spatio-temporal analysis of urban development quality in Iran's provincial capitals: the role of infrastructure, governance, and socioeconomic factors. *Urban Economics*, 11(1), 13-28. <https://doi.org/10.22108/ue.2025.146943.1328> [In Persian]
- Suseno, D. A. (2023). Analysis of Spatial Autocorrelation and Causality GRDP and Income Inequality in Java. *Efficient: Indonesian Journal of Development Economics*, 6(1), 73-83. <https://doi.org/10.15294/efficient.v6i1.57599>
- Tese, A. A., & Aga, M. K. (2024). The effects of rural: urban migration on migrant's livelihood. *International Journal of Sociology and Humanities*, 6(1), 40-48. <https://doi.org/10.33545/26648679.2024.v6.i1a.76>
- Wang, M., Kang, W., & Zhang, R. (2020). The gap between urban and rural development levels narrowed. *Complexity*, 2020(1), 4615760. <https://doi.org/10.1155/2020/4615760>
- Wu, X., Liu, W., Luo, Q., Zhang, H., & Gao, M. (2026). New quality productive forces as a catalyst: moderating the impact of digital infrastructure on urban-rural income inequality in China. *China Agricultural Economic Review*, 1-21. <https://doi.org/10.1108/CAER-05-2025-0208>
- Xiao, A., Xu, Z., Skare, M., Qin, Y., & Wang, X. (2024). Bridging the digital divide: the impact of technological innovation on income inequality and human interactions. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11(1), 1-18. <https://doi.org/10.1057/s41599-024-03307-8>
- Xu, J., & Liu, H. (2026). How Does the Digital Village Construction Affect the Urban–Rural Income Gap: Empirical Evidence from China. *Agriculture*, 16(2), 278. <https://doi.org/10.3390/agriculture16020278>
- Yang, X., & Huang, W. C. (2017). Human capital investment inequality and rural–urban income gap: Evidence from China. In *Advances in Pacific Basin Business Economics and Finance*, 151-172. <https://doi.org/10.1108/S2514-465020170000001007>

- Younsi, M., & Bechtini, M. (2020). Economic growth, financial development, and income inequality in BRICS countries: does Kuznets' inverted U-shaped curve exist?. *Journal of the Knowledge Economy*, 11(2), 721-742. <https://doi.org/10.1007/s13132-018-0569-2>
- Zhao, L., Ye, J., & Shao, K. (2025). Digital empowerment and economic equity: Exploring the impact of household digital capability on income inequality. *Telecommunications Policy*, 103038. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2025.103038>



ECONOMIC POLICIES AND RESEARCH

Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Scientific Advisers

Khaled Ahmadzadeh	Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Peyman Amini	Department of Accounting, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Mahboobeh Farahati	Department of Economics, Semnan University, Semnan, Iran.
Ahmad Fatahi Ardakani	Department of Agricultural Economics, Ardakan University, Ardakan, Iran.
Abolghasem Golkhandan	Department of Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran.
Esfandiar Jahangard	Department of Theoretical Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
Bakhtiar Javaheri	Department of Economic, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Reza Maaboudi	Department of Economics, Ayatollah Ozma Borujerdi University, Lorestan, Iran.
Salaheddin Manochehri	Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Nader Mehregan	Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
Mir Hossein Mousavi	Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran.
Zana Mozaffari	Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Mahdieh Rezagholizadeh	Department of Theoretical Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Contents

The Impact of Economic Complexities and Energy Security on Energy Efficiency Indicators in Iran

Fateh Habibi; Sheller Ayazi 1-30

The Role of Digital Transformation in Mitigating Carbon Dioxide Emissions: Empirical Evidence from Upper-Middle-Income Countries

Parviz Vafadar; Mahmood Mahmoodzadeh; Salleh Ghavidel 31-62

The Impact of the Preferential Tariff Agreement Between Iran and the Eurasian Economic Union on the Competitiveness of Product

Ata Safaee; Seyed Reza Miraskari; Farzad Rahimzadeh 63-85

Threshold Modeling of the Transmission of World Uncertainty Effects on Iranian Stock Market Returns with an Emphasis on the Role of Institutional Quality

Fereshteh Mohamadian; Mohammed Jaafar Hleo; Sajjad Mohsin Ahmed; Wisam Hameed Irbayyij 87-112

Analysis of Housing Price Persistence under Structural Shocks Using the ARFIMA Approach: Evidence from the Tehran Housing Market

Elham Vafaei; Mahdi Pendar; Mohammad Rezvani 113-142

Customer Concentration and the Speed of Leverage Adjustment: The Impact of Stock Price Crash Risk as a Moderator

Mohammad Omid Akhgar; Shadi Hasanzadeh; Mahnaz Kheirandish 143-166

The Moderating Role of Digital Economy Infrastructure on the Relationship between Human Development and Urban-Rural Income Gap in Iran

Mostafa Shamsoddini; Samineh Ghasemifar 167-210

Economic Policies and Research

Volume 5, Issue 3, Autumn 2026, Page: 1-210

Rank of the publication in the Ministry of Science
for Year 2025: A

Concessionaire: **University of Kurdistan**

Responsible Manager: **Bakhtiar Javaheri**

Editor-in-Chief: **Parviz Mohammadzadeh**

Associate Editor: **Khaled Ahmadzadeh**

Expert: **Vahid Azizi**

English Editor: **Ramin Amani**

Technical Editor and Layout: **Vahid Azizi**



Editorial Board in Alphabetical Order

Seyed Aziz Arman	Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
Esfandiar Jahangard	Associate Professor, Department of Theoretical Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
Fateh Habibi	Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Kiomars Sohaili	Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
Seyed Kamal Sadeghi	Professor, Department of Economic Development and Planning, University of Tabriz, Tabriz, Iran.
Abdol S. Soofi	Professor in Economics, University of Wisconsin Platteville
Hasan Farazmand	Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
Ali Fegheh Majidi	Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Hamed Ghaderzadah	Associate Professor, Department of Agricultural Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Huseyin Karamelikli	Professor in Economics, Karabuk University, Turkey
Parviz Mohammadzadeh	Professor, Department of Economic Development and Planning, University of Tabriz, Tabriz, Iran
Teymoor Mohammadi	Professor, Department of Theoretical Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
Zahra Nasrollahi	Professor, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran.

Journal Homepage: <https://www.jepr.uok.ac.ir>

Email: Jepr@uok.ac.ir

Address: Pasdaran Boulevard, University of Kurdistan, Faculty of Humanities and Social Sciences, Department of Economics, Office of Scientific Journals, Sanandaj, Iran

Tel: +9887-33664600 - 2269

Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of [the Creative Commons Attribution 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.



In the Name of GOD



دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

ECONOMIC POLICIES AND RESEARCH

*Quarterly Journal of The Department of Economics
Faculty of Humanities and Social Sciences
University of Kurdistan*

Subjects

Academic Research Related to Economic Sciences,
Economic Policies, Economic Growth and Development,
Planning and Sustainable Development, Behavioral Economics,
Institutional Economics, International Economics, Innovation Economics,
Energy Economics, Digital Economics, Tourism Economics,
Financial and Monetary Economics, Sports Economics,
Health Economics, Urban and Regional Economics.

Publication License: The publication has received a publication license based on the license registration number 88046 dated 2021-05-31 from the Press Supervisory Board the Ministry of Culture and Islamic Guidance of Iran and scientific accreditation in 2021 according to the regulations of the Scientific Publications Commission the Ministry of Science, Research and Technology of Iran.

Scientific Rank: The publication has achieved a B rank in the evaluation of publications The Ministry of Science, Research and Technology of Iran in 2024 based on the regulations of scientific publications approved on 2019/04/29.

Quarterly Journal Published by The Department of Economics University of Kurdistan

- | | |
|---|---------|
| ○ The Impact of Economic Complexities and Energy Security on Energy Efficiency Indicators in Iran
<i>Fateh Habibi; Sheller Ayazi</i> | 1-30 |
| ○ The Role of Digital Transformation in Mitigating Carbon Dioxide Emissions: Empirical Evidence from Upper-Middle-Income Countries
<i>Parviz Vafadar; Mahmood Mahmoodzadeh; Salleh Ghavidel</i> | 31-62 |
| ○ The Impact of the Preferential Tariff Agreement Between Iran and the Eurasian Economic Union on the Competitiveness of Product
<i>Ata Safaee; Seyed Reza Miraskari; Farzad Rahimzadeh</i> | 63-85 |
| ○ Threshold Modeling of the Transmission of World Uncertainty Effects on Iranian Stock Market Returns with an Emphasis on the Role of Institutional Quality
<i>Fereshteh Mohamadian; Mohammed Jaafar Hleo; Sajjad Mohsin Ahmed; Wisam Hameed Irbayyij</i> | 87-112 |
| ○ Analysis of Housing Price Persistence under Structural Shocks Using the ARFIMA Approach: Evidence from the Tehran Housing Market
<i>Elham Vafaei; Mahdi Pendar; Mohammad Rezvani</i> | 113-142 |
| ○ Customer Concentration and the Speed of Leverage Adjustment: The Impact of Stock Price Crash Risk as a Moderator
<i>Mohammad Omid Akhgar; Shadi Hasanazadeh; Mahnaz Kheirandish</i> | 143-166 |
| ○ The Moderating Role of Digital Economy Infrastructure on the Relationship between Human Development and Urban-Rural Income Gap in Iran
<i>Mostafa Shamsoddini; Samineh Ghasemifar</i> | 167-210 |