فصلنامه علمی

سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

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

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

۱۵ سال ۴، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴ شاپا الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X

- **بررسی اثر آستانه‌ای ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR)**

  مجید دشتبان فاروج؛ سحر دشتبان فاروجی؛ محمد وحدانی ۱-۲۹

- **اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام**

  مریم پورصالحی؛ مهرزاد ابراهیمی؛ هاشم زارع؛ جلیل خداپرست شیرازی ۳۱-۵۶

- **بررسی تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه (مطالعه موردی کشورهای عضو منا و گروه ۲۰)**

  زهرا نجفی؛ سمیه جمالی؛ کاوه پرندین ۵۷-۸۴

- **اثر حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر تفاوت بین‌منطقه‌ای اشتغال در کشور**

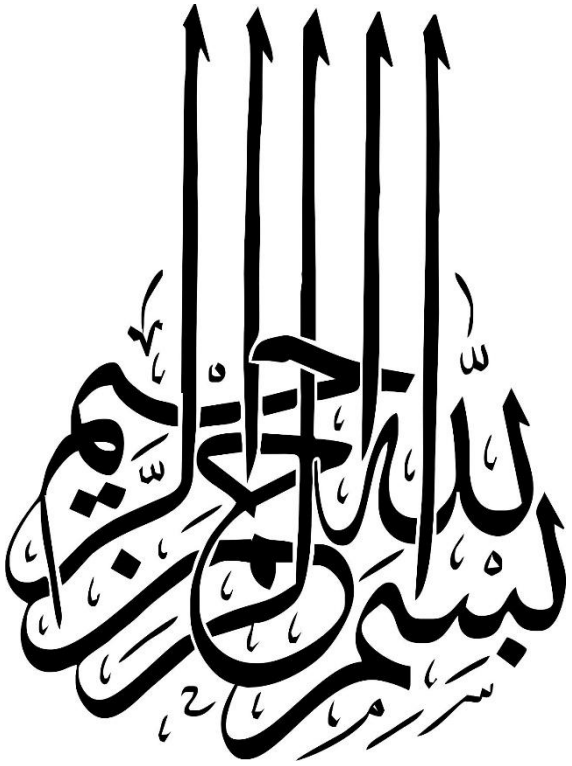
  نسترن بولاغ؛ رمضان حسین‌زاده ۸۵-۱۰۵

- **مدل گرانشی کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای منطقه منا**

  میلاد چشم‌اغلیده؛ روح‌الله آماره؛ یوسف محنت فر ۱۰۷-۱۳۳

- **برآورد تأثیر مصارف پایه پولی بر نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران**

  کوثر مرادی؛ کیومرث سهیلی؛ شهرام فتاحی ۱۳۵-۱۷۰


بسم الله الرحمن الرحيم

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

فصلنامهٔ 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 کمسیون نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری در سال ۱۴۰۱ اعتبار علمی دریافت نموده است.

رتبهٔ 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.

بسمه تعالی

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

گواهی رتبه علمی

نشریه

سیاست ها و تحقیقات اقتصادی

با صاحب امتیازی **دانشگاه کردستان** بر اساس آیین‌نامه نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال ۱۴۰۳، موفق به کسب رتبه **ب** 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.

رتبه علمی

ب

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

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

مدیریت پژوهش علوی ایران
سامانه یکپارچه مدیریت اطلاعات پژوهشی و فناوری
MAPFA.MSRT.IR

راهنمای نویسندگان

به‌منظور تسریع در فرایند داوری، قبل از ارسال مقاله، فایل **راهنمای نگارش مقاله** را به‌دقت مطالعه و نکات آن را رعایت نمایید. لازم به ذکر است که در مرحله مرور اولیه، در صورت عدم رعایت موارد ذکر شده، مقاله به‌منظور اصلاح به نویسنده بازگردانده خواهد شد. همچنین، برای تسریع در بررسی و انتشار به‌موقع نشریه، لطفاً به نکات زیر توجه فرمایید:

- مقاله باید نتیجهٔ 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 **سامانهٔ مجلهٔ** در سامانهٔ نشریات دانشگاه کردستان امکان‌پذیر است.
- پیگیری مقالات فقط از طریق سامانه و ایمیل نشریه قابل‌انجام است و از نویسندگان محترم استدعا می‌شود از تماس تلفنی خودداری نمایند.
- نویسندگانی که مقالات در دست بررسی دارند تا مشخص‌شدن 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 هیئت‌علمی باشد و مقاله با ایمیل سازمانی یا دانشگاهی ارسال شود.
- همه نویسندگان مقالات باید دارای **شناسه پژوهشگر** (ORCID) باشند.
- درصورتی‌که مقاله حامی مالی دارد، ذکر آن در بخش تقدیر و تشکر الزامی است.۳
- 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 موردتأیید 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 اضافه‌کردن 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 الگوی نویسنده (دانلود):** فایل اصل مقاله همراه با نام نویسندگان و مطابق با راهنمای نویسندگان، در قالب فایل مایکروسافت 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. همچنین چکیده مبسوط انگلیسی نیز در قالب همین فایل اصلی مقاله خواهد بود.

۲ - **فایل اصل مقاله:** همان فایل الگوی نویسنده است که باید بدون نام نویسندگان تنظیم و ارسال گردد. لذا در فایل الگوی نویسندگان فقط مشخصات نویسندگان و توضیحات تکمیلی در بخش فارسی و انگلیسی حذف و به عنوان فایل اصل مقاله ارسال شود .

۳ - **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.

۴ - **فرم تعهدنامه نویسندگان (دانلود):** تعهدنامه خود را دقیقاً بر اساس این فرمت تنظیم نمایید و باید به امضای همه نویسندگان رسیده باشد.

۵ - **فرم تعارض منافع (دانلود):** باید براساس این فرمت تنظیم و توسط نویسنده مسئول تکمیل و امضا شود.

۶ - **فرم مشخصات نویسندگان (دانلود):** باید مشخصات کامل و دقیق نویسندگان به ترتیب درج در مقاله بر روی این فایل بارگذاری شود.

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

۷ - **فایل اصل مقاله (تغییرات برجسته شده):** فایل اصلاحی شده مقاله اصلی بدون نام نویسندگان که در آن تغییرات (**های‌لایت**) برجسته شده است.

۸ - **فایل پاسخ به داوران (دانلود):** 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.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

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

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

فصلنامهٔ علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

سال چهارم، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴، صفحات ۱ تا ۱۷۰

رتبه نشریه در وزارت علوم برای سال ۱۴۰۳: **ب**

صاحب امتیاز: **دانشگاه کردستان**

مدیر مسئول: **بختیار جواهری**

سردبیر: **پرویز محمدزاده**

جانشین سردبیر: **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، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
فتح اله تاری	استاد، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
اسفندیار جهانگرد	دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، 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 توسعهٔ اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
عبدالله صوفی	استاد اقتصاد، دانشکده مدیریت کسب و کار، دانشگاه ویسکانسین پلاتویل.
حسن فرازمند	استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ 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 طباطبایی، تهران، ایران
زهرا نصراللهی	استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد. یزد، ایران

پست الکترونیک نشریه: Jepr@uok.ac.ir **وب سایت نشریه:** www.jepr.uok.ac.ir

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

تلفن تماس در ساعات اداری: ۲۲۶۹ - ۰۸۷۳۳۶۶۴۶۰۰

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
مقالات این نشریه با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 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.

OPEN ACCESS

فهرست مقالات

بررسی اثر آستانه‌ای ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR)

مجید دشتبان فاروج؛ سحر دشتبان فاروجی؛ محمد وحدانی ۱-۲۹

اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام

مریم پورصالحی؛ مهرزاد ابراهیمی؛ هاشم زارع؛ جلیل خداپرست شیرازی ۳۱-۵۶

بررسی تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه (مطالعه موردی کشورهای عضو منا و گروه ۲۰)

زهرا نجفی؛ سمیه جمالی؛ کاوه پرندین ۵۷-۸۴

اثر حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر تفاوت بین‌منطقه‌ای اشتغال در کشور

نسترن بولاغ؛ رمضان حسین‌زاده ۸۵-۱۰۵

مدل گرانشی کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای منطقه منا

میلاد چشم‌اغلیده؛ روح الله آماره؛ یوسف محنت فر ۱۰۷-۱۳۳

برآورد تأثیر مصارف پایه پولی بر نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران

کوثر مرادی؛ کیومرث سهیلی؛ شهرام فتاحی ۱۳۵-۱۷۰

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

داوران این شماره به ترتیب حروف الفبا

خالد احمدزاده	دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
فاطمه بزازان	استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
بختیار جواهری	دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
فاتح حبیبی	دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
اسماعیل صفرزاده	استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.
محبوبه فراهتی	دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران
سامان قادری	دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
هادی کشاورز	استادیار، گروه علوم اقتصادی دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران
ابوالقاسم گل خندان	دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
یونس گلی	دکتری اقتصاد دانشگاه رازی، کارشناس اقتصادی اداره کل امور اقتصادی و دارایی استان کرمانشاه، کرمانشاه، ایران.
صلاح الدین منوچهری	استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 3, Autumn 2025, Page: 1-29 DOI: 10.22034/jepr.2025.143039.1232

Original Research Article

Investigating the Threshold Effect of Country Risk on Capital Flight in Iran: A Smooth Transition Regression (STR) Approach

Majid Dashtban Farooji[*1], **Sahar Dashtban Farooji**[2], **Mohammad Vahdani**[3]

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, University of Bojnord, Bojnord, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, University of Bojnord, Bojnord, Iran.
3. Assistant Professor, Department of Accounting, Faculty of Humanities, University of Bojnord, Bojnord, Iran.

Received: 28 January 2025 *Accepted: 17 April 2025*

Abstract

Capital flight has become a critical challenge for many countries, directly affecting economic growth and development. Uncertainty about economic policies often prevents investors from forming clear expectations, prompting them to seek politically and economically stable environments. Consequently, political, economic, and financial risks are among the most influential factors driving capital flight. This study investigates the threshold effects of country risk on capital flight in Iran during 1984–2022. Using unit root and linearity tests, the Smooth Transition Regression (STR) model was employed to estimate the relevant relationships. Results show that composite risk has a positive and significant effect on capital flight in both regimes, with its impact intensifying once the risk exceeds a threshold. Additionally, the real interest rate negatively influences capital flight, but significantly only in the second regime. The stock market index positively affects capital flight, but this effect is significant only in the first regime. These findings highlight the importance of political, economic, and financial stability in reducing capital outflows.

Keywords: Capital Flight, Economic Risk, Financial Risk, Political Risk, Composite Risk, Smooth Transition Regression Model

JEL Classification: F32, G18, Q58, Q54

** Corresponding Author: Majid Dashtban Farooji* *E-mail: m.dashtban@ub.ac.ir* *Tel: +989153861065*

How To Cite: Dashtban, M. , Dashtban Farouji, S. & Vahdani, M. (2025). Investigating the Threshold Effect of Country Risk on Capital Flight in Iran: A Smooth Transition Regression (STR) Approach. *Economic Policies and Research*, 4(3), 1-29. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143039.1232

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63782.html?lang=en

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, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Capital is the engine of economic growth and a crucial factor in the development of modern societies. Developing and underdeveloped countries often face capital shortages, and generating additional capital requires reducing consumption—a challenging task where consumption levels are already minimal. Since the late 1980s, liberalization and reduced controls over trade and foreign investment have encouraged capital inflows from developed countries into emerging markets. At the same time, limited domestic capital in these countries has often flowed outward, resulting in capital flight (Pradhan & Hiremath, 2020).

Capital flight refers to the movement of cash and financial assets abroad to avoid risks such as inflation, currency devaluation, or political instability (Akanbi, 2015; Gunter, 2017). It often signals early-stage crises and reflects investor uncertainty (Beja, 2007). In Iran, the 20-year vision document for 2025 emphasizes developing a robust financial system, including a strong capital market, to retain domestic capital and attract foreign investment. Understanding the causes and mechanisms of capital flight is therefore critical for achieving these national economic goals.

Methodology

This study follows Hasnul & Masih (2017) and employs the Smooth Transition Regression (STR) model to examine the threshold effects of country risk on capital flight in Iran from 1984 to 2022. The model incorporates the real interest rate and stock market index as control variables. STR allows for nonlinear relationships, capturing the differential impacts of country risk across regimes depending on whether risk levels exceed a specified threshold.

Results and Discussion

The analysis identifies a threshold value of 4 for composite risk. Composite risk exerts a positive and significant effect on capital flight in both regimes, with its influence intensifying once the threshold is crossed. Political instability elevates asset risk and reduces the value of monetary and financial holdings, encouraging capital outflows. Similarly, economic instability diminishes the attractiveness of domestic investment, increases opportunity costs, and lowers investor confidence, further amplifying capital flight.

The real interest rate negatively affects capital flight in both regimes but is statistically significant only in the second regime. When domestic real interest rates fall below foreign rates, domestic assets become less attractive, prompting investors to move capital abroad. The stock market index positively influences capital flight but is significant only in the first regime, suggesting that stock market volatility undermines investor confidence and encourages capital transfer abroad.

Conclusion

The study confirms that composite risk has a positive and significant effect on capital flight, with the intensity rising when risk surpasses its threshold. High political and economic uncertainty discourages domestic investment and long-term planning, prompting capital outflows. To mitigate capital flight, governments should implement sound monetary and fiscal policies, enhance the business environment, and create economic stability. Measures may include reducing administrative barriers, simplifying regulations, providing incentives for domestic and foreign investment, strengthening democratic institutions, increasing transparency, and promoting political stability. Additionally, improving international relations, trade, and legal frameworks can further stabilize the political and economic environment, attracting and retaining investment.

Additional Information

Acknowledgements

The author wishes to express sincere gratitude to all those who contributed to enhancing the quality of this article through their constructive feedback and valuable guidance.

Authors' Contributions

All authors contributed equally to this article.

Conflict of interest

The authors declare that there are no conflicts of interest related to this research.

Financial Support

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

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴، صفحات: ۱ – ۲۹
DOI: 10.22034/jepr.2025.143039.1232

مقاله پژوهشی

بررسی اثر آستانه‌ای ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR)

مجید دشتبان فاروجی*[۱]، سحر دشتبان فاروجی[۲]، محمد وحدانی[۳]

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران.
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران.
۳. استادیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۰۹ *تاریخ پذیرش:* ۱۴۰۴/۰۱/۲۸

چکیده

فرار سرمایه، به‌عنوان یکی از چالش‌های جدی در بسیاری از کشورها، می‌تواند به طور مستقیم بر رشد و توسعه اقتصادی تأثیرگذار باشد. به‌طورکلی نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران نتوانند چشم‌انداز روشن و شفافی از آینده ترسیم کنند، لذا همین امر موجب می‌شود که آن‌ها در یک محیط مطمئن سیاسی و اقتصادی سرمایه‌گذاری کنند؛ بنابراین، ریسک‌های سیاسی، اقتصادی و مالی هر کشور از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر پدیده فرار سرمایه هستند. هدف این مقاله بررسی اثر آستانه‌ای ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران در دوره زمانی ۱۳۶۳-۱۴۰۱ است. برای این منظور، پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد و آزمون خطی‌بودن، مدل مربوطه با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) برآورد گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که ریسک مرکب در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر فرار سرمایه دارد؛ به‌طوری‌که با عبور ریسک از حد آستانه خود، شدت اثرگذاری آن بر فرار سرمایه افزایش می‌یابد. همچنین نتایج حاکی از آن است که اگرچه اثر نرخ بهره واقعی بر فرار سرمایه در هردو رژیم منفی است، اما این اثر صرفاً در رژیم دوم معنی‌دار می‌باشد. درعین‌حال، اثر شاخص سهام بر فرار سرمایه نیز فقط در رژیم اول مثبت و معنی‌دار است.

واژگان کلیدی: فرار سرمایه، ریسک اقتصادی، ریسک مالی، ریسک سیاسی، ریسک مرکب، مدل رگرسیون انتقال ملایم.

طبقه‌بندی JEL: F32، G18، Q58، Q54.

* **نویسنده مسئول:** دشتبان فاروجی *آدرس رایانامه:* m.dashtban@ub.ac.ir *تلفن تماس:* ۰۹۱۵۳۸۶۱۰۶۵

استناد به مقاله: دشتبان، مجید، دشتبان فاروجی، سحر و وحدانی، محمد. (۱۴۰۴). بررسی اثر آستانه‌ای ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR). *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۳)، ۱-۲۹.
https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143039.1232
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63782.html

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 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.

۱. مقدمه

سرمایه به‌عنوان موتور محرک رشد اقتصادی، از اهمیت حیاتی برای کشورهای در حال توسعه برخوردار است. این کشورها، به دلیل کمبود سرمایه داخلی، ناگزیر برای تأمین منابع مالی موردنیاز خود به استقراض از کشورهای توسعه‌یافته روی می‌آورند؛ امری که در نهایت به افزایش بدهی‌های خارجی و بروز بحران‌های اقتصادی منجر می‌شود. آغاز فرایندهای آزادسازی اقتصادی در اواخر دهه‌ی ۱۹۸۰ موجب هجوم سرمایه از کشورهای توسعه‌یافته به اقتصادهای در حال توسعه و نوظهور شد. بااین‌حال، در پی این تحولات، بخشی از سرمایه‌های کمیاب موجود در کشورهای در حال توسعه نیز به سمت کشورهای ثروتمند و توسعه‌یافته انتقال یافت و پدیده‌ی «فرار سرمایه» شکل گرفت (Pradhan & Hiremath, 2020). برخلاف پیش‌بینی نظریه‌ی نئوکلاسیک مبنی بر جریان سرمایه از کشورهای ثروتمند به کشورهای فقیر، شواهد تجربی نشان می‌دهد که کشورهای در حال توسعه، علی‌رغم تلاش برای جذب سرمایه‌ی خارجی، در عمل شاهد خروج سرمایه توسط ساکنان خود هستند. این پدیده، فرآیند رشد و توسعه پایدار را در این کشورها با چالش‌های جدی مواجه ساخته است (Yalta & Yalta, 2012).

تعاریف متعددی از مفهوم «فرار سرمایه» در ادبیات اقتصادی ارائه شده است. به‌طور کلی، فرار سرمایه بخشی از خروج غیرعادی سرمایه از کشور است که ریشه در سوءظن‌ها، نگرانی‌ها و ترس‌های ناشی از بی‌ثباتی‌های اقتصادی، مالی و سیاسی دارد (Kindleberger, 1987). اپستین[1] (۲۰۰۵) فرار سرمایه را «انتقال دارایی به خارج از کشور با هدف کاهش احتمال ازدست‌دادن اصل سرمایه، بازده یا کنترل بر ثروت مالی به‌دلیل اقدامات محدود کننده دولت» تعریف می‌کند. به اعتقاد گانتر[2] (۲۰۱۷)، فرار سرمایه به معنای خروج سرمایه از کشور در واکنش به تغییرات نامطلوب در محیط سیاسی یا اجتماعی است. با این حال، برخی پژوهش‌ها استدلال می‌کنند که نباید تمامی جریان‌های خروج سرمایه را به‌عنوان فرار سرمایه تلقی کرد (Kindleberger, 1987; Walter, 1987; Deppler & Williamson, 1987). در همین راستا، مطالعاتی نظیر کوپر و هارد (۲۰۰۰)[3]، اِندیکومانا و بویس (۲۰۰۳)[4] و فورگا (۲۰۰۸)[5] میان مفاهیم «جریان خروج سرمایه» و «فرار سرمایه» تمایز قائل شده‌اند. از دیدگاه این پژوهشگران، فرار سرمایه معمولاً ماهیتی غیرقانونی دارد، در حالی که خروج سرمایه، جریانی قانونی و در چارچوب مقررات است. وجونگ و امبلا (۲۰۱۶)[6] نیز قاچاق ارز، انتقالات غیرقانونی وجوه الکترونیکی، گران‌نمایی واردات و ارزان‌نمایی[7] صادرات را از ابزارهای رایج فرار سرمایه دانسته‌اند. فرار سرمایه از اقتصادهای فقیر و در حال توسعه به کشورهای ثروتمند، موجب انحراف پس‌اندازهای داخلی از مسیر سرمایه‌گذاری مولد می‌شود، نسبت خالص سرمایه به نیروی کار را کاهش می‌دهد، سرمایه‌گذاری را تضعیف کرده و روند رشد اقتصادی را کند می‌سازد. علاوه بر این، با محدود کردن توان مالی دولت، شرایط معیشتی کارگران را وخیم‌تر کرده و پیامدهای توزیعی نامطلوب و هزینه‌های اجتماعی سنگینی را بر اقتصاد تحمیل می‌کند (Pastor, 1990; Beja, 2007).

---

1. Epstein (2015)
2. Gunter (2017)
3. Cooper & Hardt (2000)
4. Ndikumana & Boyce (2003)
5. Forgha (2008)
6. Wujung & Mbella (2016)
7. Under Invoicing

به‌طورکلی نااطمینانی نسبت به سیاست‌های اقتصادی باعث می‌شود که سرمایه‌گذاران نتوانند چشم‌انداز روشن و شفافی از آینده ترسیم کنند، لذا همین امر موجب می‌شود که آن‌ها در یک محیط مطمئن سیاسی و اقتصادی سرمایه‌گذاری کنند. ادبیات موجود، عوامل تعیین‌کننده ریسک کشوری را متغیرهای سیاسی، اقتصادی و مالی می‌دانند. ریسک کشوری می‌تواند با دیدگاه متغیرهای مالی و اقتصادی دیده شود یا اینکه برای اندازه‌گیری آن از ترکیب متغیرهای مالی و اقتصادی با متغیرهای سیاسی استفاده شود؛ بنابراین، ریسک‌های سیاسی، اقتصادی و مالی هر کشور از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر پدیده فرار سرمایه هستند. ریسک اقتصادی به معنی خطر ناشی از تغییر ساختار اقتصادی یک کشور یا نوسان مداوم نرخ برابری ارز و قوانین اقتصادی آن سرزمین است و باعث می‌شود که نرخ بازگشت سرمایه‌های خارجی در آن کشور کمتر شود (راعی و فاضلیان، ۱۳۹۱). ریسک سیاسی به ریسکی گفته می‌شود که اقدامات دولت یا ناقص بودن نهادهای اجرایی، مقننه یا قضایی کشور بر ارزش سرمایه‌گذاری یک شرکت خارجی در آن کشور تأثیر منفی بگذارد. این تعریف شامل توقیف دارایی‌های خصوصی یا ستاده و اشکال خزنده سلب مالکیت، نظیر مالیات‌های غیرمنتظره یا حق امتیاز بر سود یا مقررات ارزی زیان‌بار توسط دولت است. همچنین این تعریف بی‌ثباتی سیاست‌های دولت مربوطه و نیز قدرت سیستم حقوقی، به‌ویژه در رابطه با اجرای حقوق مالکیت را دربر می‌گیرد. درنهایت، درگیری‌های داخلی و خارجی، مانند اعتصابات عمومی، تروریسم و جنگ (شهری) نیز معمولاً به‌عنوان بخشی از ریسک سیاسی طبقه‌بندی می‌شوند (Bekaert et al., 2016). بر اساس راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری[1]، ریسک مالی به پتانسیل بی‌ثباتی در سیستم مالی یک کشور به‌واسطه عواملی مانند نوسانات نرخ ارز، تورم، سطح بدهی و دسترسی به اعتبار اشاره دارد.

در دهه ۸۰، سند چشم‌انداز ۲۰ ساله ایران در افق ۱۴۰۴ باهدف تبدیل کشور به قدرت برتر منطقه تدوین شد. این سند به‌عنوان راهنمایی برای توسعه اقتصادی، علمی، فناوری، اجتماعی و فرهنگی ایران در نظر گرفته شد و اهدافی نظیر دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، کاهش نرخ بیکاری، کاهش وابستگی به نفت و افزایش اشتغال را از طریق تقویت زیرساخت‌های تولید و تشویق سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی دنبال می‌کرد. یکی از اساسی‌ترین جنبه‌های دستیابی به اهداف این سند، کارآمد نمودن و توسعه نظام تأمین مالی، به‌ویژه تقویت و توسعه بازار سرمایه، از طریق حفظ سرمایه‌های داخلی موجود و جذب سرمایه‌های خارجی است؛ بنابراین، آگاهی از پدیده فرار سرمایه و عوامل مؤثر بر آن حائز اهمیت است؛ زیرا پدیده فرار سرمایه به‌عنوان یک چالش جدی، مانعی اساسی در مسیر تحقق این اهداف محسوب می‌شود. افزایش ریسک کشوری، به‌ویژه در شرایط تحریم‌های بین‌المللی و نوسانات سیاسی، نااطمینانی را در بین سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی افزایش داده و آن‌ها را به خروج سرمایه ترغیب می‌کند. بر اساس گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، روند خروج سرمایه از کشور به‌ویژه در بخش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار، در سال‌های اخیر روبه افزایش بوده است. برای مثال، خروج سرمایه در سال ۱۴۰۱ رقم بزرگی را ثبت کرده بود. در این سال خالص حساب سرمایه منفی ۱۵ میلیارد و ۶۹ میلیون دلار بود. همچنین، گزارش صندوق بین المللی پول (۲۰۲۳) در خصوص اقتصاد ایران بیان می‌کند که تحریم‌های بین‌المللی و نااطمینانی‌های سیاسی، جریان سرمایه ورودی به

1. International Country Risk Guide (ICRG)

کشور را به‌شدت محدود کرده و در مقابل، خروج سرمایه از کشور را تشدید کرده است. در همین راستا، مقاله حاضر به بررسی اثر ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران در بازه زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۱ می‌پردازد. سازماندهی مطالب بدین صورت می‌باشد که بعد از مقدمه، در بخش دوم به ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق می‌پردازد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص یافته و درنهایت بخش پایانی مقاله، به ارائه نتیجه‌گیری کلی می‌پردازد.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

مطالعات ریسک کشوری با نکول[1] بدهی‌های دولتی آغاز شد. در تحقیقات اولیه، ریسک کشوری به‌صورت ناتوانی یک کشور مستقل در تأمین ارز خارجی موردنیاز جهت بازپرداخت بدهی خارجی خود تعریف شده بود (Sargen, 1977; Nagy, 1978, 1984). در واقع، در بازارهای بین‌المللی، سهام، اوراق قرضه، مشتقات مالی[2]، سرمایه‌گذاری مستقیم بین‌المللی و تقریباً تمام جریان‌های سرمایه بین‌المللی به دلیل ناتوانی یا عدم تمایل کشورهای میزبان به پرداخت بدهی‌های خود در معرض خطر نکول قرار دارند. تعریف جامع‌تری از ریسک کشوری توسط ناگی[3] (۱۹۸۴) مطرح شد: «ریسک کشوری احتمال زیان در وام‌دهی‌های بین‌المللی[4] است که ناشی از رویدادهای یک کشور خاص است، نه ناشی از شرکت‌های خصوصی یا افراد». اگرچه موند و دسپونتین[5] (۱۹۸۶) مفهوم ریسک کشوری را به ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی تقسیم‌بندی کردند، اما ماهیت آن کماکان به توان پرداخت بدهی و تمایل به پرداخت کشور اشاره داشت. از نظر شاپیرو[6] (۱۹۹۹) ریسک کشوری دربرگیرنده سطوح نااطمینانی اقتصادی و سیاسی در یک کشور است که بر میزان توانایی دریافت وام و سرمایه‌گذاری خارجی در آن کشور اثر می‌گذارد. در مطالعه هوتی و مک‌آلیر[7] (۲۰۰۴) نیز ریسک کشوری به‌عنوان ریسکی که بر توانایی انجام تعهدات از سوی کشور وام‌گیرنده در قبال کشورها یا سرمایه‌گذاران خارجی وام‌دهنده اثر می‌گذارد، تعریف شده است؛ بنابراین، تحلیل ریسک کشوری شامل ارزیابی عوامل اقتصادی، اجتماعی، و سیاسی در یک کشور وام‌گیرنده یا میزبان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که ممکن است بر بازپرداخت اصل و سود وام دریافتی توسط کشور میزبان یا بر بازده سرمایه‌گذاری‌های خارجی انجام‌شده اثر منفی بگذارد (Nath, 2008)؛ بنابراین، می‌توان گفت که تمرکز تحلیل‌های ریسک کشوری بر ریسک‌های اقتصادی، مالی و سیاسی است.

باتوجه‌به اهمیت و ضرورت مقوله ریسک کشوری در مطالعات دانشگاهی، نهادهای اطلاعاتی مختلفی به سنجش و محاسبه ریسک کشوری پرداخته‌اند که دراین‌بین، شاخص راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری (ICRG) از مهمترین و پرکاربردترین شاخص‌های مورداستفاده در مطالعات مربوطه است. این شاخص ترکیبی از ۳ شاخص

---

1. Default
2. Financial Derivatives
3. Nagy (1984)
4. Cross-Border Lending
5. Mondt & Despontin (1986)
6. Shapiro (1999)
7. Hoti & McAleer (2004)

ریسک سیاسی[1]، ریسک اقتصادی[2] و ریسک مالی[3] است. شاخص ریسک سیاسی متشکل از ۱۲ مؤلفه ثبات حکومت، شرایط اجتماعی - اقتصادی، ریسک مصادره و عدم برگشت سود سرمایه‌های خارجی، درگیری داخلی، درگیری خارجی، فساد، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی، حاکمیت نظم و قانون، تنش‌های نژادی، پاسخگویی حکومت در برابر مردم و کیفیت دیوان‌سالاری[4] است و بالاترین امتیاز این شاخص، بیانگر کاهش ریسک سیاسی است. بر اساس شاخص راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری، ریسک اقتصادی متشکل از ۵ مؤلفه تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم سالیانه، کسری بودجه دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی و تراز حساب‌جاری نسبت به تولید ناخالص داخلی است؛ بالاترین امتیاز این شاخص، بیانگر کاهش ریسک اقتصادی است. بر اساس شاخص راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری (ICRG)، ریسک مالی متشکل از ۵ مؤلفه بدهی خارجی نسبت به تولید ناخالص داخلی، بدهی خارجی نسبت به صادرات کالا و خدمات، تراز حساب‌جاری نسبت به صادرات کالا و خدمات، نقدینگی خالص در ماه و ثبات نرخ ارز است؛ بالاترین امتیاز این شاخص، بیانگر کاهش ریسک مالی است.

شاخص راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری (ICRG)، ریسک مرکب[5] را به‌صورت ترکیبی از سه مجموعه ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی ارائه می‌کند که برای ارزیابی ریسک کشورها استفاده می‌شود؛ بنابراین امتیاز ریسک مرکب از ترکیب امتیازهای ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی به دست می‌آید به‌نحوی‌که امتیاز ریسک سیاسی ۵۰ درصد و امتیاز ریسک اقتصادی و مالی هریک ۲۵ درصد از رتبه‌بندی ریسک مرکب را شامل می‌شوند. بالاترین رتبه کلی (از لحاظ نظری ۱۰۰) بیانگر کمترین ریسک و کمترین رتبه (از لحاظ نظری صفر) بیانگر بالاترین ریسک است. به‌عنوان یک راهنمای کلی برای گروه‌بندی کشورها بر اساس ریسک قابل‌مقایسه، می‌توان ریسک تک‌تک کشورها را با استفاده از ریسک مرکب بر اساس جدول زیر دسته‌بندی کرد (The International Country Risk Guide, 2014). در مقاله حاضر از شاخص ریسک مرکب راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری به‌عنوان شاخص ریسک کشوری استفاده می‌شود.

جدول ۱: رتبه‌بندی شاخص مرکب ریسک کشوری

عنوان ریسک	نمره ریسک
ریسک بسیار بالا	۰/۰۰ – ۴۹/۹
ریسک بالا	۵۰/۰۰ – ۵۹/۹
ریسک متوسط	۶۰/۰۰ – ۶۹/۹
ریسک پایین	۷۰/۰۰ – ۷۹/۹
ریسک بسیار پایین	۸۰ – ۱۰۰

منبع: (The International Country Risk Guide, 2014)

1. Political Risk
2. Economic Risk
3. Financial Risk
4. Bureaucracy
5. Compound Risk

به‌طورکلی در ارتباط با اثر ریسک کشوری بر فرار سرمایه دو نظریه مطرح می‌شود که عبارت‌اند از: نظریه انحراف سرمایه‌گذاری[1] و نظریه بدهی محور[2]. بر اساس نظریه انحراف سرمایه‌گذاری، نااطمینانی‌های سیاسی و اقتصاد کلان در کشورهای درحال‌توسعه و وجود هم‌زمان فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهتر در کشورهای پیشرفته مانند نرخ بهره خارجی بالا، طیف گسترده‌ای از ابزارهای مالی، ثبات سیاسی و اقتصادی، فضای مالیاتی مناسب و محرمانه بودن حساب‌ها، برخی از رهبران فاسد و افراد ثروتمند را تشویق می‌کند تا منابع مالی کشور را به کشورهای توسعه‌یافته منتقل کنند. در واقع، وجوهی که می‌توانست در اقتصاد داخلی صرف شود، برای کسب سود بیشتر و استفاده از فرصت‌های سرمایه‌گذاری بهتر به کشورهای توسعه‌یافته انتقال می‌یابد. این امر منجر به ناکافی بودن منابع مالی در اقتصاد داخلی می‌شود و رشد اقتصادی، فرصت‌های شغلی و سطح سرمایه‌گذاری را مختل می‌کند. باتوجه‌به این شرایط نامطلوب، کشورها برای احیای اقتصاد، وجوهی را از خارج قرض می‌کنند که منجر به بدهکاری و وابستگی خارجی می‌شود (Pradhan et al., 2014). به‌عبارت‌دیگر، نااطمینانی‌های سیاسی و اقتصادی اثرات منفی بر تصمیمات اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاری و پس‌انداز خواهد داشت و در موارد افراطی حقوق مالکیت[3] را تهدید می‌کند. افزایش بی‌ثباتی دلالت بر نااطمینانی سیاست‌های آینده دارد که این نااطمینانی‌ها باعث می‌شود کارگزاران اقتصادی نتوانند برنامه‌ریزی اقتصادی بلندمدتی داشته باشند و ممکن است ترجیح بدهند در خارج از کشور سرمایه‌گذاری نمایند (Asterio & Simon, 2001). همچنین، بیجا (۲۰۰۷)[4] معتقد است که فرار سرمایه اطلاعاتی را در مراحل اولیه دوره‌های بحران و نااطمینانی منعکس می‌کند.

از طرف دیگر، بر اساس نظریه بدهی محور، چنانچه یک کشور تحت بدهی خارجی باشد، این امر منجر به فرار سرمایه[5] می‌شود؛ زیرا ساکنان این کشورها تمایل دارند که منابع خود را به کشورهای خارجی منتقل کنند. در واقع، پول قرض گرفته‌شده به فعالان اقتصادی داخلی فروخته می‌شود و آن‌ها نیز این منابع مالی را به طور جزئی یا کامل به خارج منتقل می‌کنند. باتوجه‌به این نظریه، بدهی خارجی (به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های ریسک مالی) مسئول فرار سرمایه است که به نوبه خود می‌تواند منجر به بحران مالی، کاهش ارزش نرخ ارز و برون‌رانی سرمایه داخلی شود (Onodugo et al., 2014). به‌عبارت‌دیگر، این نظریه بیان می‌دارد که در بلندمدت، بدهی خارجی می‌تواند به نرخ ارز آسیب برساند، مگر اینکه برای ایجاد درآمد ارزی جهت بازپرداخت بدهی مورداستفاده قرار گیرد؛ بنابراین، هر دو نظریه بدهی محور و انحراف سرمایه‌گذاری، نشان می‌دهند که فرار سرمایه، رشد اقتصادی و بدهی خارجی به‌شدت به‌هم‌وابسته‌اند و این وابستگی‌ها به طور متقابل تقویت می‌شوند. فرار سرمایه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود و درنتیجه، کشورها برای تقویت رشد مجبور به افزایش بدهی می‌شوند. بااین‌حال، افزایش بدهی خود باعث تشدید فرار سرمایه می‌شود و این امر به نوبه خود رشد اقتصادی را ضعیف‌تر می‌کند. بدین ترتیب، یک‌چرخه معیوب ایجاد می‌شود که در آن فرار سرمایه، کاهش رشد و افزایش بدهی به طور پیوسته تکرار می‌شود.

---

1. Investment-Diversion Theory
2. Debt-Driven Theory
3. Property rights
4. Bija (2007)
5. Capital flight

مطالعات تجربی نشان می‌دهند که رابطه بین ریسک کشوری و فرار سرمایه لزوماً خطی نیست. به‌عبارت‌دیگر، تغییرات ریسک کشوری به طور مستقیم و متناسب با تغییرات فرار سرمایه همراه نیست، بلکه ممکن است پس از عبور از یک آستانه معین، تأثیر آن به طور قابل‌توجهی افزایش یابد. این امر می‌تواند ناشی از اثر آستانه‌ای ریسک کشوری باشد؛ بدین معنی که سرمایه‌گذاران تا قبل از رسیدن ریسک به یک سطح بحرانی، به امید بهبود شرایط، سرمایه‌های خود را حفظ می‌کنند، اما پس از عبور از این آستانه، به دلیل افزایش عدم اطمینان و ترس از زیان‌های بیشتر، اقدام به خروج سرمایه می‌کنند (Eichengreen, 2004). همچنین، اثرات متقابل ریسک کشوری با سایر عوامل مؤثر بر فرار سرمایه، مانند نااطمینانی‌های سیاسی و اقتصادی، می‌تواند منجر به رفتارهای غیرخطی شود. برای مثال، در شرایط تحریم‌های شدید، افزایش ریسک کشوری تأثیر به‌مراتب بیشتری بر فرار سرمایه خواهد داشت (Obstfeld, 1994). علاوه بر این، کانمن و تِورسکی[1] (۱۹۷۹) معتقدند که تصمیمات سرمایه‌گذاران همیشه بر اساس محاسبات منطقی و عقلانی نیست و ممکن است تحت تأثیر عوامل روانی و احساسی، مانند ترس و هیجان، رفتارهای غیرخطی از خود نشان دهند.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

برومند جزی و همکاران (۱۳۸۶) به تحلیل فرار سرمایه در ایران با تأکید بر ریسک اقتصادی و سیاسی با استفاده از مدل‌های خودهمبستگی با وقفه‌های گسترده (ARDL) ، تصحیح خطای برداری (VECM)[2] و تابع واکنش ضربه[3] برای دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۴ پرداختند. نتایج نشان داد که ریسک سیاسی - اقتصادی، تورم شتابان و افزایش درآمدهای مالیاتی روند فرار سرمایه را شتاب می‌بخشد، اما افزایش رشد اقتصادی و اجرای سیاست‌های کنترل ارز، فرار سرمایه را کاهش می‌دهد.

افشاری و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۹ کشور منتخب منطقهٔ منا (خاورمیانه و شمال آفریقا)[4]، به بررسی ارتباط بین جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و فرار سرمایه در دوره زمانی ۱۹۹۱-۲۰۰۶ پرداختند. نتایج آزمون همگرایی نشان می‌دهد که بین فرار سرمایه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. علاوه‌براین، نتایج، بیان‌گر رابطه‌ای معنی‌دار و مثبت بین فرار سرمایه و جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، برای دوره مورد مطالعه، در کشورهای منطقه منا است.

اسد زاده و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی رابطه بین فرار سرمایه و سرمایه‌گذاری کل در کشورهای منتخب منطقه منا در دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۰ پرداختند. در این مطالعه از روش‌های گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و حداقل مربعات وزن‌دار مکرر (IRLS)[5] استفاده شده است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که بین سرمایه‌گذاری و فرار سرمایه ارتباط منفی وجود دارد.

---

1. Kahneman & Tversky (1979)
2. The Vector Error Correction Model (VECM)
3. Impulse Response Function
4. Middle East and North Africa (MENA)
5. Iterated Reweighted Least Square (IRLS)

زارع شحنه و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی عوامل اثرگذار، سیاسی، اقتصادی و هزینه‌بر، بر فرار سرمایه در کشورهای منتخب نفتی طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۷ پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که افزایش رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز اثر مثبت و افزایش ثبات سیاسی[۱]، آزادی مالی و درجه باز بودن تجاری، اثر منفی بر فرار سرمایه داشته‌اند.

زارع و همکاران (۱۴۰۰) تأثیر ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی را بر فرار سرمایه در کشورهای منتخب درحال‌توسعه (شامل ایران) طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۰ با استفاده از رهیافت پنل پویا[۲] از طریق برآوردگرهای حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS)[۳] بررسی کردند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌دار سه شاخص ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی بر فرار سرمایه است. همچنین نتایج نشان داد که متغیرهای نرخ ارز رسمی و بدهی خارجی تأثیر مثبت و نرخ رشد اقتصادی، نرخ بهره واقعی و شاخص کنترل فساد تأثیر منفی بر فرار سرمایه دارند.

رجبی و هاشمی فرید (۱۴۰۱) به بررسی تحلیل تعامل و اولویت‌بندی علل اقتصادی فرار سرمایه از ایران بر اساس تحلیل داده‌های ۳۰ پرسش‌نامه در سال ۱۳۹۹، با استفاده از ماتریس تأثیرات کل روش دیمتل[۴] فازی پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که بالاترین اولویت عوامل فرار سرمایه از ایران به‌ترتیب متعلق است به «پایین‌بودن بازده سرمایه‌گذاری در داخل در مقابل مشوق‌های پرسود پذیرنده سرمایه در خارج»، «خطرهای بالای مالی و اقتصادی، فقدان امکان پوشش مناسب خطر»، «مشکلات مربوط به اخذ اعتبارات از جمله نرخ بهره دستوری، سهمیه‌بندی، تأمین‌نشدن اعتبارات مالی مصوب»، «مشکلات در پیگیری نظریات و برنامه‌ها و فرایندهای پیچیده آغاز کسب‌وکار» و «درجه آزادی پایین و مشکل صادرات و واردات».

حیدری و همکاران (۱۴۰۲) عوامل تعیین‌کننده فرار سرمایه در کشورهای منتخب درحال‌توسعه را طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[۵] بررسی کردند. نتایج نشان داد که تورم، نوسانات رشد اقتصادی و تحریم اثر مثبت، شاخص کنترل فساد و آزادی اقتصادی[۶] اثر منفی و معنی‌دار بر خروج سرمایه دارد.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

لنسینک و همکاران (۲۰۰۰)[۷] به بررسی رابطه بین ریسک سیاسی و فرار سرمایه برای گروه بزرگی از کشورهای درحال‌توسعه در دوره ۱۹۹۱-۱۹۷۱ پرداختند. نتایج نشان داد که در اغلب موارد، متغیرهای ریسک سیاسی پس از اضافه‌شدن شرایط اقتصاد کلان داخلی و بین‌المللی با فرار سرمایه رابطه آماری قوی دارند. آن‌ها نتیجه گرفتند که ریسک سیاسی، فرار سرمایه را افزایش می‌دهد.

---

1. Political stability
2. Dynamic Panel Approach
3. Fully Modified Least Squares (FMOLS)
4. Dematel
5. Generalized Methods of Moments (GMM)
6. Index of Economic Freedom
7. Lensink et al. (2000)

لی و زاک (۲۰۰۶)[1] در بررسی رابطه بین ریسک سیاسی و فرار سرمایه، فرار سرمایه را به تفاوت‌های بازده، ریسک‌گریزی و سه نوع ریسک (ریسک اقتصادی، بی‌ثباتی سیاسی و تغییرپذیری سیاست) مرتبط می‌کند. آن‌ها با استفاده از داده‌های پانل ۴۵ کشور درحال‌توسعه در طی دوره زمانی ۱۹۷۶-۱۹۹۱ نشان دادند که هر سه نوع ریسک از نظر آماری تأثیر معنی‌داری بر فرار سرمایه دارند، اما از نظر کمی، بی‌ثباتی سیاسی مهم‌ترین عامل است.

لی و ریشی (۲۰۰۶)[2] اثر فساد را بر فرار سرمایه را برای ۶۹ کشور منتخب در دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۱ بررسی کردند. نتایج نشان داد که ریسک سیاسی (شاخص فساد) تأثیر مثبت و معنی‌داری بر فرار سرمایه دارد. لذا، حمایت از حکمرانی خوب از طریق مبارزه با فساد برای جلوگیری از فرار سرمایه، امر منطقی است.

یالتا و یالتا (۲۰۱۲)[3] در پژوهشی تحت عنوان فرار سرمایه و نرخ ارز واقعی در کشورهای منا، نشان دادند که فرار سرمایه بیشتر به کاهش ارزش واقعی نرخ ارز در چارچوب مدل خودهمبستگی با وقفه‌های گسترده (ARDL)[4] در دوره ۱۹۷۸-۲۰۲۰ در کشور مصر پاسخ می‌دهد و بهار عربی منجر به فرار سرمایه بیشتر در مصر و مراکش در بلندمدت شده است. همچنین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم عوامل مهمی هستند که بر فرار سرمایه در مراکش تأثیر می‌گذارند.

چونگ و همکاران (۲۰۱۶)[5] به بررسی تجربیات فرار سرمایه در چین، قبل و بعد از بحران پرداختند. آن‌ها باتوجه‌به داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۰، شاخص ریسک سیاسی را بر روی دو معیار مختلف فرار سرمایه با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS)[6] آزمون کردند و دریافتند که ریسک سیاسی تأثیر معنی‌داری بر فرار سرمایه چین نداشته است. همچنین آن‌ها دریافتند که نوسانات نرخ ارز و بحران مالی جهانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر فرار سرمایه دارد.

هاسنول و مسیح (۲۰۱۶)[7]، اثر بی‌ثباتی را بر میزان فرار سرمایه اندونزی با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۵ بررسی کردند. آن‌ها با استفاده از روش خودهمبستگی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، دریافتند که ریسک سیاسی نقش مهمی در تأثیرگذاری بر میزان فرار سرمایه دارد. پیشنهاد اصلی آن‌ها به سیاست‌گذاران برای جلوگیری از فرار سرمایه، حفظ ثبات سیاسی و ثبات نرخ ارز در کشور است.

پپراه و همکاران (۲۰۱۹)[8] در پژوهشی با عنوان فرار سرمایه، درآمد مالیاتی و رشد اقتصادی در جنوب صحرای آفریقا (SSA)[9] با استفاده از داده‌های پانل، نقش حکمرانی خوب را طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ بررسی نمودند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که فرار سرمایه مانع رشد اقتصادی در جنوب صحرای آفریقا می‌شود. بااین‌حال، با حکمرانی خوب، اثر تخلیه فرار سرمایه بر رشد اقتصادی به میزان قابل‌توجهی کاهش می‌یابد و اثر درآمد مالیاتی نیز افزایش می‌یابد.

---

1. Le & Zak (2006)
2. Le & Rishi (2006)
3. Yalta & Yalta (2012)
4. Autoregressive Distributed Lag
5. Cheung et al. (2016)
6. Two-Stage Least Squares
7. Hasnul & Masih (2016)
8. Peprah et al. (2019)
9. Sub-Saharan Africa

بوسی‌پنگ و همکاران (۲۰۱۹)[1] در پژوهشی برای کشور بوتسوانا طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵ نشان دادند که در بلندمدت، زمانی که ارز بیش از حد ارزش‌گذاری می‌شود، حجم فرار سرمایه از طریق صورت‌حساب‌های اشتباه تجاری کاهش می‌یابد و افزایش ذخایر خارجی خروج سرمایه را کاهش نمی‌دهد. بااین‌حال، زمانی که ارز کمتر از حد ارزش‌گذاری می‌شود، حجم فرار سرمایه از طریق صورت‌حساب اشتباه تجاری افزایش می‌یابد و ذخایر خارجی خروج سرمایه را کاهش می‌دهد. ازاین‌رو، بوتسوانا باید ارزش‌گذاری بیش از حد پول را تا ۵ درصد تحمل کند تا بتواند فرار سرمایه را کنترل کند.

آسونگو و نانا (۲۰۲۰)[2] از ابزارهای حاکمیتی برای مبارزه با فرار سرمایه از طریق کاهش تله فرار سرمایه استفاده کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های پانل ۳۷ کشور آفریقایی در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ و کاربست روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) دریافتند که اثرات خالص حاصل از تعامل تله فرار سرمایه باثبات سیاسی، کیفیت مقررات، حاکمیت اقتصادی و کنترل فساد بر فرار سرمایه مثبت است.

پرادان و همکاران (۲۰۲۴)[3] به بررسی مؤلفه‌های بالقوه فرار سرمایه در کشورهای عضو بریکس[4] طی سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که مقادیر گذشته فرار سرمایه، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، کاهش نرخ ارز، نرخ بیکاری، شاخص اعتماد کسب‌وکار و شاخص ثبات مالی، باعث خروج سرمایه از کشورهای عضو بریکس می‌شود.

۲-۳. نوآوری پژوهش

مطالعات تجربی نشان داده‌اند که ریسک کشوری نقش مهمی در فرار سرمایه ایفا می‌کند. بااین‌حال، در بسیاری از این مطالعات، از روش‌های رگرسیونی خطی استفاده شده است که قادر به شناسایی اثرات غیرخطی ریسک کشوری نیستند. پژوهش حاضر با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم[5] (STR)، به بررسی اثرات غیرخطی ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران می‌پردازد. این مدل امکان شناسایی آستانه‌های ریسک کشوری را فراهم می‌کند، آستانه‌هایی که عبور از آن‌ها، منجر به افزایش چشمگیر فرار سرمایه می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

با پیروی از هاسنول و مسیح (۲۰۱۶) مدل به‌کارگرفته‌شده در این مقاله به‌صورت زیر است:

$$LCF_t = \beta_0 + \beta_1 LCR_t + \beta_2 LR_t + \beta_3 LSI_t + U_t \qquad (۱)$$

که در اینجا متغیر LCF معرف لگاریتم فرار سرمایه، متغیر LCR معرف لگاریتم ریسک مرکب، متغیر LR بیانگر لگاریتم نرخ بهره واقعی و متغیر LSI بیانگر لگاریتم شاخص سهام (ارزش معاملات سهام) است. همچنین، U نیز نشان‌دهنده جمله خطا است. داده‌های متغیر ریسک مرکب از ترکیب سه مجموعه آمار ریسک‌های

1. Bosupeng et al. (2019)
2. Asongu & Nnanna (2020)
3. Pradhan et al. (2024)
4. BRICS (Brazil, Russia, India, China, South Africa)
5. Smooth Transition Regression

سیاسی، مالی و اقتصادی به دست می‌آید. بنابراین، امتیاز ریسک مرکب، ترکیبی از امتیازهای ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی است، به‌نحوی‌که امتیازهای ریسک سیاسی، ۵۰ درصد و ریسک‌های اقتصادی و مالی هریک ۲۵ درصد از رتبه‌بندی ریسک مرکب را شامل می‌شوند. از نرخ سود بانکی به‌عنوان پروکسی برای نرخ بهره اسمی استفاده می‌شود که با کم کردن نرخ تورم از آن، نرخ بهره واقعی به دست می‌آید. برای محاسبه متغیر فرار سرمایه از روش باقیمانده‌ها[1] استفاده شده است. در واقع، فرار سرمایه باتوجه‌به روش باقیمانده‌ها که به‌وسیله ارب-بانک جهانی[2] (۱۹۸۵) معرفی و سپس توسط اِندیکومانا و بویس (۲۰۰۸) بسط داده شده است، تحت عنوان اختلاف بین جریان ورودی سرمایه و خروج ارز، تعریف می‌شود. منطق این‌گونه اختلاف، بدین صورت است که جریانات ورودی سرمایه، یا کسری حساب‌جاری را تأمین مالی می‌کند و یا در بانک مرکزی به‌صورت ذخایر ارز خارجی انباشته می‌شود. بر همین اساس، جریاناتی که در یکی از این دو حساب ظاهر نمی‌شوند، به‌عنوان فرار سرمایه محسوب می‌شود. روش ارب-بانک جهانی عبارت است از:

$$CF_t = \Delta DEB_t + NFDI_t + CA_t - \Delta R_t \qquad (۲)$$

که در اینجا CF معرف میزان فرار سرمایه، ΔDEB معرف تغییر در موجودی بدهی خارجی، NFDI معرف خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، CA معرف تراز حساب‌جاری و ΔR تغییر در ذخایر خارجی است. منابع ورود سرمایه به افزایش خالص بدهی خارجی و خالص ورودی سرمایه‌گذاری خارجی اشاره دارد. مصارف این جریانات ورودی مربوط به کسری حساب‌جاری و تغییر در ذخایر خارجی است. درصورتی‌که منابع ورودی سرمایه نسبت به مصارف آن بیشتر باشد، این تفاوت طبق روش باقیمانده‌ها به‌عنوان فرار سرمایه شناخته می‌شود.

شکل (۱) روند فرار سرمایه در اقتصاد ایران را طی سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۱ نشان می‌دهد. باتوجه‌به نمودار، روند حرکتی فرار سرمایه را می‌توان در قالب سه دوره زمانی تحلیل کرد. دوره اول سال‌های ۱۳۶۴تا ۱۳۶۹ (ثبات نسبی در شرایط جنگی) است. در این دوره، فرار سرمایه عمدتاً منفی بوده و در سال ۱۳۶۹ به کمترین میزان خود رسیده است. این امر نشان‌دهنده کنترل‌های شدید ارزی و محدودیت‌های ناشی از شرایط جنگی است. بااین‌حال، حتی در این دوره نیز، نااطمینانی‌های ناشی از جنگ خلیج فارس، تأثیراتی بر خروج ارز داشته است. در واقع، ثبات نسبی در این دوره، بیشتر ناشی از محدودیت‌ها و کنترل‌های دولتی بوده تا ثبات واقعی اقتصادی.

شکل ۱: روند فرار سرمایه در ایران (برحسب میلیون دلار)

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Residual Approach
2. Erbe & World Bank (1985)

دوره دوم سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۰ (نوسانات ناشی از سیاست‌های تعدیل و یکسان‌سازی نرخ ارز) است. این دوره با اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی و یکسان‌سازی نرخ ارز آغاز شد که افزایش قابل‌توجه فرار سرمایه در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۲ به‌همراه داشت. تسهیل ورود و خروج ارز، اگرچه باهدف جذب سرمایه‌گذاری خارجی بود، اما در کوتاه‌مدت باعث افزایش خروج سرمایه شد. در سال‌های بعد، فرار سرمایه نوسانات زیادی را تجربه کرد، اما روند کلی نشان‌دهنده افزایش تدریجی خروج سرمایه است. در این دوره، نااطمینانی‌های سیاسی و اقتصادی نقش مهمی در نوسانات فرار سرمایه داشته‌اند. بااین‌حال، کمترین میزان فرار سرمایه مربوط به سال ۱۳۷۶ بوده است.

دوره سوم سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۴۰۱ (تشدید تحریم‌ها و افزایش بی‌ثباتی) است. این دوره با افزایش نوسانات نرخ ارز حقیقی و تشدید تحریم‌های بین‌المللی همراه بود. در سال ۱۳۹۰، فرار سرمایه به اوج خود رسید که نشان‌دهنده تأثیر شدید تحریم‌ها و نااطمینانی‌های ناشی از آن است. در سال‌های بعد، نوسانات اقتصادی و بی‌ثباتی نرخ ارز، فرار سرمایه را به طور قابل‌توجهی افزایش داد. در این دوره، عوامل غیراقتصادی مانند فساد و تنش‌های سیاسی نیز نقش مهمی در افزایش خروج سرمایه داشته‌اند. به‌طورکلی، روند صعودی فرار سرمایه در این دوره، نشان‌دهنده تأثیر منفی تحریم‌ها و بی‌ثباتی‌های اقتصادی بر اقتصاد ایران است.

برای برآورد معادله (۱) از رویکرد رگرسیون آستانه استفاده می‌شود. مدل رگرسیون انتقال ملایم (Teräsvirta, 1994) به‌عنوان یک معادله رگرسیون عمومی به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t + F(s_t, \gamma, c) + u_t \qquad (۳)$$

که در اینجا فرض می‌شود خطاها به طور یکسان و مستقل با میانگین صفر و واریانس ثابت توزیع شده‌اند (یعنی، $u_t \approx iid(0,\sigma^2)$). تابع انتقال $F(s_t,\gamma,c)$ را می‌توان به فرم‌های لجستیک (معادله (۴)) و نمایی (معادله (۵)) به‌صورت زیر تصریح کرد:

$$F(s_t,\gamma,c) = \left[\frac{1}{1+\exp(-\gamma(s_t-c))} - \frac{1}{2}\right] \qquad (۴)$$

$$F(s_t,\gamma,c) = \left[1-\exp(-\gamma(s_t-c))^2\right] \qquad (۵)$$

بر اساس معادله (۳)، $z_t = (W_t', X_t')$، به‌طوری‌که $W_t = (1, y_{t-1}, \ldots, y_{t-p})$ که در اینجا p نشان‌دهنده تعداد وقفه‌های بهینه اتورگرسیو متغیر وابسته است که باید تعیین شود. همچنین $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{kt})$ دربرگیرنده k متغیر مستقل است که در این مطالعه شامل ریسک، نرخ بهره واقعی و شاخص سهام می‌باشد. S متغیر انتقال است و فرض می‌شود که پارامتر شیب γ در طول زمان ثابت است که سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. همچنین c آستانه حدی متغیر انتقال است. با میل پارامتر شیب به بی‌نهایت، مدل‌های STR به مدل TR (رگرسیون آستانه) تغییر می‌کنند. یعنی اگر متغیر انتقال بزرگتر از حد آستانه باشد($s_t > c$)، آنگاه تابع انتقال برابر با ۱ خواهد بود (F=1). از طرف دیگر، اگر متغیر انتقال کوچکتر از حد آستانه باشد ($s_t < c$)، تابع انتقال برابر با صفر خواهد بود (F=0). علاوه‌براین، با میل پارامتر شیب به صفر، مدل‌های STR به مدل خطی تبدیل می‌شوند.

فرایند برآورد مدل STR با تعیین وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه و سپس انتخاب متغیر انتقال و تعداد تغییر رژیم در آن چارچوب شروع می‌شود. مرحله بعد، برآورد مدل STR انتخاب‌شده با استفاده از الگوریتم نیوتن رافسون و روش حداکثر درست‌نمایی است. در مرحله نهایی، برخی آزمون‌های تصریحی برای ارزیابی اعتبار نتایج به‌دست‌آمده انجام می‌شود. برای تعیین وجود رابطه رگرسیون غیرخطی یا خطی بین متغیرهای سری زمانی، ابتدا تقریب تیلور مرتبه سوم تابع انتقال $F(s_t,\gamma,c)$ بر اساس رویکرد تراس‌ویرتا (۱۹۹۸)[1] و برحسب پارامتر γ در نقطه γ=0 محاسبه می‌شود؛ بنابراین، معادله رگرسیون (۳) را می‌توان به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t \gamma F_\gamma(s_t,\gamma=0,c) + \theta' z_t \gamma^2 F_{\gamma\gamma}(s_t,\gamma=0,c) + \theta' z_t \gamma^3 F_{\gamma\gamma\gamma}(s_t,\gamma=0,c) + u_t \qquad (۶)$$

با جاگذاری مقدار γ0 و با ساده‌سازی مشتقات مرتبه اول به سوم تابع انتقال، بسته به اینکه متغیر انتقال S_t در بین متغیرهای Z_t گنجانده شود یا نه، رگرسیون‌های کمکی زیر نتیجه می‌شود: اگر متغیر انتقال S_t در بین متغیرهای Z_t گنجانده شود، آنگاه نسخه ساده‌شده معادله (۶) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = \beta_0' \tilde{z}_t + \beta_1' \tilde{z}_t s_t + \beta_2' \tilde{z}_t s_t^2 + \beta_3' \tilde{z}_t s_t^3 + v_{1t} \qquad (۷)$$

که در اینجا $z_t = (1, \tilde{z}_t)'$. اگر متغیر انتقال S_t در بین متغیرهای Z_t گنجانده نشود، نسخه ساده‌شده معادله (۶) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$y_t = \beta_0' z_t + \beta_1' z_t s_t + \beta_2' z_t s_t^2 + \beta_3' z_t s_t^3 + v_{2t} \qquad (۸)$$

فرضیه صفر مبنی بر خطی‌بودن رابطه بین متغیرهای وابسته و توضیحی در برابر فرضیه مقابل، یعنی وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، را می‌توان به‌صورت آزمون ضرایب زیر انجام داد:

$$H_{03}: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \qquad (۹)$$

آماره آزمون فوق دارای توزیع F است. اگر رابطه بین متغیرها غیرخطی باشد، آنگاه لازم است که یک مدل غیرخطی مناسب انتخاب شود. برای انتخاب مدل مناسب، سه آزمون ضرایب با فرضیه‌های صفر به‌صورت زیر ارائه می‌شود. آماره‌های هریک از این آزمون‌ها دارای توزیع F هستند.

$$H_1: \beta_1 = 0 \,|\, \beta_2 = \beta_3 = 0 \qquad (۱۰)$$

$$H_2: \beta_2 = 0 \,|\, \beta_3 = 0 \qquad (۱۱)$$

$$H_3: \beta_3 = 0 \qquad (۱۲)$$

آماره‌های آزمون‌های فوق به ترتیب با F_1، F_2 و F_3 نشان داده می‌شود. رد فرضیه H_2 نشان می‌دهد که مدل بهینه یا STR لجستیک با دو تغییر رژیم (LSTR2) یا STR نمایی (ESTR) است که یکی از آن‌ها می‌تواند با آزمون فرضیه $H_0: c_1 = c_2$ انتخاب شود. رد فرضیه صفر این آزمون بدان معنی است که LSTR2 مدل بهینه است. از طرف دیگر، رد فرضیه‌های H_1 و H_2 نشان می‌دهد که مدل بهینه LSTR با یک تغییر رژیم (LSTR1) است. با انتخاب یک متغیر انتقال مناسب از بین گزینه‌های مختلف، متغیری انتخاب می‌شود که دارای بهترین سطح معنی‌داری برای آماره آزمون‌های فوق باشد. چنان‌که قبلاً اشاره شد، مدل غیرخطی انتخاب‌شده بر اساس

1. Terasvirta (1984)

الگوریتم نیوتن - رافسون[1] برآورد می‌شود. پس از برازش مدل غیرخطی، لازم است که آزمون‌های تصریح مدل شامل آزمون واریانس ناهمسانی[2]، آزمون خودهمبستگی[3] پیاپی، آزمون نبود رابطه غیرخطی باقی‌مانده[4] و آزمون ثبات پارامتر[5] در رژیم‌های مختلف بر روی پسماندهای به‌دست‌آمده از این مدل برای ارزیابی توانایی مدل غیرخطی برای برازش رفتار و رابطه غیرخطی بین متغیرها انجام شود. متغیرهای پژوهش در جدول (۲) ارائه شده‌اند. داده‌ها نیز به‌صورت سالانه در بازه زمانی ۱۳۶۳-۱۴۰۱ می‌باشند.

جدول ۲: معرفی متغیرهای پژوهش

نوع متغیر	نماد	متغیر	واحد	منبع داده
وابسته	CF	فرار سرمایه	میلیون دلار	محاسبه شده بر اساس داده‌های بانک جهانی
مستقل	CR	شاخص ریسک مرکب	۱۰۰-۰	راهنمای بین‌المللی ریسک کشوری
مستقل	R	نرخ بهره واقعی	درصد سالیانه	محاسبه شده بر اساس داده‌های بانک مرکزی
مستقل	SI	شاخص سهام	میلیارد ریال	بانک مرکزی

منبع: یافته‌های تحقیق

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی

جدول (۳) معرف آمار توصیفی متغیرها است. این آماره‌ها به‌عنوان معیارهایی از گرایش مرکزی (میانگین) و تغییرپذیری (انحراف معیار، کمینه و بیشینه) ویژگی‌های توزیعی داده‌های هریک از متغیرها را برای ۳۹ سال نشان می‌دهند. برای مثال، متغیر ریسک مرکب دارای میانگین ۶۱/۴، حداکثر مقدار ۷۳/۰۴ و حداقل مقدار ۳۴/۰۴ است. متغیر فرار سرمایه نیز دارای میانگین ۱۷۰۱۴/۴ میلیون دلار، حداکثر مقدار ۸۱۵۳۳/۲۴ میلیون دلار و حداقل مقدار ۶۲۷۰۱/۹- میلیون دلار می‌باشد.

جدول ۳: آمار توصیفی متغیرها

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	تعداد مشاهدات
CF	۱۷۰۱۴/۴	۹۷۹۳/۳۵	۸۱۵۳۳/۲۴	-۶۲۷۰۱/۹	۲۶۲۵۰/۰۳	۰/۰۶۱	۴/۴۰۲	۳۹
CR	۶۱/۴	۶۶/۲	۷۳/۰۴	۳۴/۰۴	۱۲/۴	-۱/۴	۳/۳۷	۳۹
R	-۵/۷	-۱/۶	۸/۱	-۳۰/۹	۱۱/۲۳	-۰/۶۶	۲/۲۷	۳۹
SI	۸۱۸۹۰۶/۱	۵۵۷۱۱/۶	۱۰۰۶۲۷۰۸	۱/۱۷	۲۲۰۹۵۰۹	۳/۴	۱۳/۳	۳۹

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Newton-Raphson method
2. Heterogeneity of Variance
3. Autocorrelation
4. No Remaining Nonlinearity Test
5. Parameter Constancy Test

۴-۲. آزمون ریشه واحد

در این بخش، مانایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ریشه واحد[1] دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF)[2] مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این آزمون، که در جدول (۴) گزارش شده‌اند، نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۵ درصد، متغیرهای شاخص فرار سرمایه، شاخص ریسک مرکب، نرخ بهره واقعی و شاخص سهام در هر دو حالت —با عرض از مبدأ و روند، و با عرض از مبدأ بدون روند—غیرمانا هستند. با این حال، پس از یک‌بار تفاضل‌گیری، تمامی متغیرها مانا شده‌اند. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که مرتبه‌ی مانایی متغیرهای مورد بررسی I(1) است.

در آزمون‌های ریشه واحد سنتی، مانند آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، اساساً فرض می‌شود که داده‌ها در طول زمان ساختار ثابتی دارند. اما در واقعیت، این امکان وجود دارد که بسیاری از متغیرهای اقتصادی و مالی دچار شکست ساختاری[3] شوند. وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی اقتصادی به‌علت وجود شوک‌هایی از قبیل رویدادهای مهم اقتصادی (نظیر رکودها، تحریم‌ها و مانند آن)، تکانه‌های نفتی، تغییرات آنی سیاسی (نظیر جنگ و صلح)، نوسانات آب و هوایی، پیشرفت‌های تکنولوژیکی و مانند آن بسیار رایج است. پدیده شکست ساختاری باعث می‌شود که الگوها با ضرایب ثابت از اعتبار لازم برخوردار نبوده و از عملکرد ضعیفی در اهداف پیش‌بینی یا تحلیل اثرات تغییرات سیاسی برخوردار باشند (Gujarati, 2004). از این‌رو، آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز[4] با یافتن درون‌زای تاریخ تغییر جهت ساختاری، مانایی داده‌ها را دقیق‌تر تشخیص می‌دهد و از نتایج گمراه‌کننده جلوگیری می‌کند. باتوجه‌به نتایج آزمون زیوت-اندروز در جدول (۵)، ازآنجایی‌که الگوی C نسبت به دو الگوی A و B کامل‌تر است، بر این اساس می‌توان گفت که تمامی متغیرها با لحاظ یک شکست ساختاری در سطح نامانا بوده و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. به‌عبارت‌دیگر، تمامی متغیرها جمع‌شده از مرتبه یک (یعنی، I(۱)) هستند.

جدول ۴: آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیرها	آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و بدون روند*		آزمون ریشه واحد با عرض از مبدأ و روند**		مرتبه مانایی
	در سطح	تفاضل مرتبه اول	در سطح	در تفاضل مرتبه اول	
LCF	-۲/۵۰۵	-۳/۸۲۶	-۲/۴۸۲	-۳/۷۳۵	I(۱)
LCR	-۲/۴۱۴	-۳/۵۲۹	-۲/۵۳۲	-۴/۰۴۸	I(۱)
LR	-۲/۰۷۵	-۴/۳۲	-۱/۸۶۸	-۴/۵۲۶	I(۱)
LSI	-۱/۸۷۲	-۴/۶۸۷	-۲/۲۰۵	-۵/۰۶	I(۱)

* مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و بدون روند برابر (۲/۹۴-) است.

** مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و روند برابر (۳/۵۳-) است.

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Unit root test
2. augmented Dickey–Fuller test
3 Structural Break
4. Zivot- Andrews

جدول ۵: آزمون ریشه واحد زیوت–اندروز

متغیرها	الگوی A		الگوی B		الگوی C	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
آزمون ریشه واحد زیوت – اندروز در سطح						
LCF	۱۳۹۱	-۳/۸۷	۱۳۷۲	-۳/۲۲	۱۳۸۱	-۳/۱۶
LCR	-	-	۱۳۷۵	-۴/۲۳	۱۳۷۶	-۵/۰۷
LR	۱۳۷۵	-۴/۰۱	۱۳۹۵	-۴/۰۴	۱۳۹۳	-۴/۰۹
LSI	۱۳۶۹	-۴/۶۳	۱۳۷۱	-۴/۴۷	۱۳۶۹	-۴/۸۳
آزمون ریشه واحد زیوت – اندروز در تفاضل مرتبه اول						
LCF	۱۳۷۳	-۵/۲۴	۱۳۹۴	-۵/۵۰	۱۳۹۱	-۶/۰۶
LCR	۱۳۸۱	-۵/۶۸	۱۳۸۷	-۵/۰۱	۱۳۷۴	-۵/۴۹
LR	۱۳۷۵	-۶/۶۸	۱۳۷۸	-۶/۰۳	۱۳۷۵	-۶/۶۳
LSI	۱۳۷۱	-۷/۴۲	-	-	۱۳۷۱	-۸/۷۲
مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	-۴/۹۳		-۴/۴۲		-۵/۰۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

ازآنجاکه تمام متغیرها از مرتبه یک هستند، لازم است پیش از برآورد مدل، از وجود رابطه هم‌جمعی میان آن‌ها اطمینان حاصل شود. بدین منظور از آزمون هم‌جمعی یوهانسون - جوسیلیوس[1] (۱۹۹۰) استفاده گردید. نتایج حاصل از آزمون، که در جدول (۶) ارائه شده است، نشان می‌دهد هر دو آماره «اثر» و «بیشینه مقدار ویژه» وجود حداقل یک بردار هم‌جمعی میان متغیرهای الگو را تأیید می‌کنند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که میان متغیرهای مورد بررسی، یک رابطه تعادلی بلندمدت برقرار است. پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت، جهت تحلیل و بررسی سازوکار تعدیل به سمت تعادل، از روش STR استفاده شده است. این روش امکان می‌دهد تا ضمن شناسایی اثرات غیرخطی و آستانه‌ای، رفتار متغیرها در شرایط مختلف اقتصادی با دقت بیشتری بررسی شود.

جدول ۶: تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون اثر	احتمال	مقدار آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه	احتمال
$r = 0$	$r \geq 1$	۵۰/۵۲۲۴	۰/۰۲۷۵	۲۹/۵۹۸۸	۰/۰۲۷۲
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۲۰/۹۲۳۶	۰/۳۶۲۴	۱۱/۹۰۶۲	۰/۵۵۷
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۹/۰۱۷۴	۰/۳۶۳۸	۷/۱۲۱	۰/۴۷۴۹
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۱/۸۹۶۳	۰/۱۶۸۵	۱/۸۹۶۳	۰/۱۶۸۵

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Johansen-Juselius

۴-۳. آزمون غیرخطی‌بودن الگو و فرم تابع انتقال

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، برای برآورد الگو با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای ابتدا، لازم است که وقفه بهینه متغیر آستانه (ریسک مرکب) از طریق حداقل‌سازی مجموع مجذور پسماندها تعیین شود. بر اساس جدول (۷) وقفه بهینه متغیر آستانه برابر با ۲ می‌باشد.

جدول ۷: تعیین تعداد وقفه بهینه متغیر آستانه

متغیر آستانه	مجموع مجذورات پسماندها
$LCR(t-1)$	۳/۲۱۹۹
$LCR(t-2)$	۲/۲۱۱۴
$LCR(t-3)$	۲/۵۲۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

ازآنجایی‌که ساختار مدل مورد استفاده غیرخطی است، لازم است که پیش از برآورد، با استفاده از آزمون‌های مربوطه از غیرخطی‌بودن مدل اطمینان حاصل کرد. جدول (۸) نتایج آزمون خطی‌بودن مدل را ارائه می‌دهد. نتیجه بدست آمده از این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر خطی‌بودن مدل رد می‌شود. حال با تأیید وجود رابطه غیرخطی، باید فرم تابعی مناسب برای تابع انتقال بررسی شود. نتایج آزمون تراس‌ویرتا (۱۹۹۴) برای انتخاب بین LSTR و ESTR در جدول (۸) ارائه شده است. باتوجه‌به نتایج گزارش‌شده، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال $LCR(t-2)$، مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لجستیک دو رژیمی با یک‌بار تغییر در رژیم (یعنی $LSTR1$) می‌باشد.

جدول ۸: نتایج آزمون فرضیه خطی‌بودن مدل و آزمون تراس‌ویرتا

آزمون	فرضیه صفر	آماره F	مقدار احتمال
آزمون خطی‌بودن	$H_{03}: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$	۶/۵۵۷۲	۰/۰۰۰۱
آزمون‌های دنباله‌ای تراس‌ویرتا	$H_3: \beta_3 = 0$	۰/۳۷۲۱	۰/۵۴۶۹
	$H_2: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$	۴/۱۸۸۷	۰/۰۱۴۸
	$H_1: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$	۶/۳۱۸۷	۰/۰۰۰۸
بهترین مدل	$\Pr(H1) < \Pr(H2) \Rightarrow LSTR1$		

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۴. نتایج برآورد مدل

در این مطالعه، برآورد مدل مبتنی بر دو مرحله است: مرحله اول شامل انتخاب مقادیر اولیه برای متغیرهای پارامتر یکنواختی γ و مقدار آستانه c و مرحله دوم شامل برآورد نهایی مدل تحقیق است. مقادیر نهایی مناسب برای پارامترهای γ و c به ترتیب ۱۹/۴۳ و ۴/۰۰۶ برآورد گردید. نتایج برآورد قسمت خطی و غیرخطی در جدول (۹) گزارش شده است.

جدول ۹: نتایج برآورد مدل

متغیرها	نماد	ضریب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
برآورد مدل خطی					
عرض از مبدأ	c	۱۷/۹۷۳	۰/۸۴۶۵	۲۱/۲۳۱۶	۰/۰۰۰۰
شاخص ریسک مرکب	LCR	۱/۲۴۳۱	۰/۲۳۹۵	۵/۱۸۸۸	۰/۰۰۰۰
شاخص سهام	LSI	۰/۰۵۱۹	۰/۰۲۰۳	۲/۵۶۱۳	۰/۰۱۶۱
نرخ بهره واقعی	LR	−۰/۰۰۳۵	۰/۰۰۲۶	−۱/۳۲۷۱	۰/۱۹۵۲
برآورد مدل غیرخطی					
عرض از مبدأ	c	−۲۷/۳۰۹	۴/۳۲۷	−۶/۳۱۱۳	۰/۰۰۰۰
شاخص ریسک مرکب	LCR	۶/۰۲۲۵	۱/۰۴۶	۵/۷۵۴۳	۰/۰۰۰۰
شاخص سهام	LSI	۰/۰۲۲۹۸	۰/۰۳۳۱	۰/۶۹۳۶	۰/۴۹۳۶
نرخ بهره واقعی	LR	−۰/۰۱۵۲	۰/۰۰۵۷	−۲/۶۴۳۸	۰/۰۱۳۳
پارامتر شیب γ		۱۹/۴۳۳	۹/۲۱۴	۲/۱۰۹	۰/۰۴۴
مقدار آستانه c		۴/۰۰۶۴	۰/۰۱۱۵	۳۴۸/۶۱	۰/۰۰۰۰
ضریب تعیین		$R^2 = ۰/۸$	−	−	−

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد الگوی فرار سرمایه نشان می‌دهد که اولاً مقدار پارامتر شیب یا سرعت انتقال در مدل STR برابر با ۱۹/۴ است که نشان‌دهنده انتقال سریع و ناگهانی بین رژیم‌ها می‌باشد. ثانیاً، حد آستانه ریسک مرکب ۴ است.[۱] این حد آستانه، رژیم‌های مدل را به دو دسته «ریسک مرکب کمتر از ۴» و «ریسک مرکب بیشتر از ۴» تقسیم می‌کند. ضرایب متغیر ریسک مرکب در رژیم‌های اول و دوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده که به ترتیب ۱/۲۴ و ۶/۰۲ می‌باشند. این نتیجه نشان می‌دهد که ریسک مرکب در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر فرار سرمایه دارد؛ بااین‌حال، تأثیر ریسک مرکب در رژیم دوم (ریسک مرکب بیشتر از ۴) به طور قابل‌توجهی قوی‌تر از رژیم اول (ریسک مرکب کمتر از ۴) است. به‌عبارت دیگر، زمانی که ریسک مرکب از حد آستانه ۴ عبور می‌کند، تأثیر آن بر فرار سرمایه به‌شدت افزایش می‌یابد. این نتیجه مشابه با نتایج به دست آمده از برخی مطالعات نظیر لنسینک و همکاران (۲۰۰۰)، آستریو و سیمون (۲۰۰۱)، لی و زاک (۲۰۰۶)، پرادان و همکاران (۲۰۱۴)، هاسنول و مسیح (۲۰۱۶)، برومند جزی و همکاران (۱۳۸۶) و زارع و همکاران (۱۴۰۰) است، اما مغایر با مطالعه چونگ و همکاران (۲۰۱۶) می‌باشد. ملاحظه می‌شود که پس از عبور از حد آستانه، شدت

۱. متغیر آستانه ریسک مرکب، براساس هدف مطالعه و نظریه‌های اقتصادی مرتبط تعیین شده است. در واقع، ریسک مرکب به‌عنوان یک شاخص کلیدی برای ارزیابی نااطمینانی‌های اقتصادی و سیاسی در نظر گرفته شده است که می‌تواند تأثیر قابل‌توجهی بر فرار سرمایه داشته باشد. مطابق با دیدگاه‌های مطرح‌شده در قسمت مبانی نظری، انتظار می‌رود که در سطوح بالای ریسک، سرمایه‌گذاران به‌دلیل ترس از زیان‌های بیشتر، اقدام به خروج بیشتر سرمایه کنند. بنابراین، ریسک مرکب به‌عنوان یک متغیر آستانه مناسب برای بررسی اثرات غیرخطی بر فرار سرمایه انتخاب شده است.

اثرگذاری ریسک بر فرار سرمایه افزایش می‌یابد. زیرا افزایش بی‌ثباتی سیاسی، به افزایش ریسک‌های ژئوپلیتیک و ریسک‌های غیرسیستمی منجر می‌شوند که امکان آسیب به دارایی و یا کاهش ارزش دارایی به دلیل شرایط خاص جهانی و داخلی را افزایش می‌دهد. لذا بی‌ثباتی سیاسی، از طریق افزایش ریسک دارایی و از طریق کاهش مجموعه متغیرهای پولی و مالی همچون نرخ ارز، موجب کاهش ارزش سرمایه و دارایی و درنتیجه، افزایش فرار سرمایه می‌شود (شکری و سحاب خدامرادی، ۱۳۹۹). بی‌ثباتی اقتصادی، با ایجاد نااطمینانی در فضای کسب‌وکار، به طور قابل‌توجهی جذابیت سرمایه‌گذاری در کشور را کاهش می‌دهد. این نااطمینانی می‌تواند ناشی از عواملی مانند نوسانات نرخ ارز، تورم بالا، عدم‌شفافیت در سیاست‌های اقتصادی و غیره باشد. در چنین شرایطی ممکن است سرمایه‌گذاران با افزایش هزینه‌های تولید، کاهش تقاضا برای محصولات و خدمات و نااطمینانی در مورد سودآوری پروژه‌ها مواجه شوند که این امر تمایل آن‌ها برای سرمایه‌گذاری در کشور را کاهش می‌دهد. از طرف دیگر، بی‌ثباتی اقتصادی می‌تواند ریسک سرمایه‌گذاری در داخل کشور را افزایش و هزینه فرصت سرمایه‌گذاری در خارج از کشور را کاهش دهد. بنابراین، بی‌ثباتی اقتصادی با کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران به سیاست‌های اقتصادی دولت و ثبات بلندمدت اقتصاد، آن‌ها را به این نتیجه می‌رساند که سرمایه‌گذاری در کشور با ریسک بالایی همراه است. در نتیجه، سرمایه‌گذاران برای حفظ سرمایه‌های خود، به‌دنبال سرمایه‌گذاری در کشورهایی با ریسک پایین‌تر و بازده مطمئن‌تر هستند، که این امر منجر به فرار سرمایه از کشور می‌شود.

ثانیاً ضریب متغیر لگاریتم نرخ بهره واقعی در هر دو رژیم منفی است، منتها فقط در رژیم دوم ضریب مربوطه معنی‌دار است؛ بنابراین، در رژیم دوم یک درصد افزایش در نرخ بهره واقعی، فرار سرمایه را به میزان ۰/۰۱۵ درصد کاهش می‌دهد. نرخ بهره واقعی، به‌عنوان شاخصی برای بازده واقعی سرمایه‌گذاری، نقش مهمی در تصمیمات سرمایه‌گذاران ایفا می‌کند. افزایش نرخ بهره واقعی داخلی لزوماً به‌معنای بیشتر بودن آن از نرخ بهره خارجی نیست، بلکه نشان‌دهنده افزایش بازده واقعی سرمایه‌گذاری در داخل کشور است. این بدان معنی است که با افزایش نرخ بهره واقعی داخلی، تفاوت آن با نرخ بهره خارجی کاهش می‌یابد و این امر منجر به کاهش فرار سرمایه می‌شود. اگر نرخ بهره واقعی داخلی از نرخ بهره خارجی کمتر باشد، منجر به کاهش دارایی‌های داخلی و افزایش دارایی‌های خارجی می‌شود، لذا بازدهی سرمایه‌گذاری داخلی کاهش یافته و فرار سرمایه افزایش می‌یابد. در حقیقت فرار سرمایه از اختلاف شدید بین این دو نرخ می‌باشد. این نتیجه مطابق با نظریه انتخاب پورتفولیو است که توسط مارکوویتز[1] (۱۹۵۲) مطرح شده است. همچنین این نتیجه با یافته‌های لی و ریشی (۲۰۰۶) سازگار است که تفاوت نرخ بهره به طور منفی و قابل‌توجهی بر فرار سرمایه تأثیر می‌گذارد (Forson et al., 2017). این پایین بودن نرخ بهره واقعی باعث ترغیب سرمایه‌داران به خروج سرمایه‌ها در قالب دارایی‌های خارجی می‌شود و از همین طریق منجر به فرار سرمایه در این کشورها می‌شود. ثالثاً، ضریب متغیر لگاریتم شاخص سهام در هر دو رژیم مثبت است، منتها فقط در رژیم اول ضریب مربوطه معنی‌دار است. بنابراین، در رژیم اول یک درصد افزایش در شاخص سهام، فرار سرمایه را به میزان ۰/۰۵ درصد افزایش می‌دهد. افزایش شاخص سهام در ایران باتوجه‌به آثار تورمی دارایی‌ها و تجدید ارزیابی شرکت‌ها، به معنای رشد بازار نبوده و از طرفی با در نظر

1. Markowitz

گرفتن حجم معاملات بازار سرمایه، می‌توان افزایش شاخص را معادل با کوچک‌شدن بازار سرمایه و کاهش عمق بازار در نظر گرفت که این شرایط منجر به افزایش فرار سرمایه خواهد شد. زمانی که شاخص سهام و بازار بورس ایران دچار نوسانات بسیار زیادی باشد افراد اعتماد خود را نسبت به آن بازار از دست داده و ترجیح می‌دهند که سرمایه‌های خود را به کشورهای خارجی منتقل کنند و از این طریق کسب سود داشته باشند.

جدول (۱۰) نتایج آزمون‌های تصریحی مدل برآوردشده را نشان می‌دهد. باتوجه‌به نتایج، در مدل برآوردشده، همبستگی پیاپی و واریانس ناهمسانی وجود ندارد. نتایج آزمون ثبات پارامترها در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در قسمت‌های خطی و غیرخطی رد می‌شود. همچنین آزمون نبود رابطه غیرخطی باقی‌مانده نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی رد نمی‌شود. بنابراین مدل توانسته است رابطه غیرخطی بین متغیرها را بخوبی تصریح کند.

جدول ۱۰: نتایج آزمون‌های تصریح مدل

آزمون	آماره	مقدار آماره	مقدار احتمال
آزمون خودهمبستگی پیاپی	$F-statistic$	۰/۴۹۱۷	۰/۶۱۷۱
	$Obs \times R-Squared$	۱/۴۲۱۵	۰/۴۹۱۳
آزمون ناهمسانی واریانس	$F-statistic$	۱/۶۱۵۵	۰/۲۱۱۹
	$Obs \times R-Squared$	۱/۶۳۲۱	۰/۲۰۱۴
آزمون ثبات پارامتر	$F-statistic$	۱۰/۳۳۷	۰/۰۳۸۹
آزمون نبود رابطه غیرخطی باقی‌مانده	$F-statistic$	۱/۷۴۵۸	۰/۱۹۹۴

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مقاله حاضر، اثر آستانه‌ای ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۱ بررسی شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که ریسک مرکب در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر فرار سرمایه دارد؛ منتها پس از عبور ریسک از حد آستانه خود، شدت اثرگذاری آن بر فرار سرمایه افزایش می‌یابد؛ زیرا افزایش نااطمینانی‌های سیاسی اثرات منفی شدیدتری بر تصمیمات اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاری و پس‌انداز خواهد داشت. این امر باعث می‌شود که کارگزاران اقتصادی نتوانند برنامه‌ریزی اقتصادی بلندمدتی داشته باشند و ممکن است ترجیح بدهند در خارج از کشور سرمایه‌گذاری نمایند. همچنین از نظر بلوم[1] (۲۰۱۴) افزایش نااطمینانی و ریسک حاصل از نوسانات اقتصادی، موجب می‌گردد که بازده موردانتظار در سرمایه‌گذاری‌های داخلی به نسبت دارایی خارجی کمتر گردد که ماحصل نهایی آن را می‌توان کاهش سرعت اقتصادی داخلی دانست؛ لذا دارندگان دارایی داخلی، اقدام به انتقال دارایی‌های خود به خارج می‌کنند که در نهایت، سبب فرار سرمایه می‌گردد.

1. Beloom (2014)

بنابراین، فرار سرمایه، به‌عنوان یکی از چالش‌های جدی اقتصاد ایران، می‌تواند به طور مستقیم بر رشد و توسعه اقتصادی تأثیرگذار باشد. خروج سرمایه از یک کشور، به معنای کاهش منابع مالی مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مختلف اقتصادی است. باتوجه‌به اثر مثبت ریسک کشوری بر فرار سرمایه در ایران می‌توان گفت، در شرایط وجود بی‌ثباتی‌های اقتصادی و سیاسی که معمولاً به‌عنوان عوامل اصلی فرار سرمایه تلقی می‌شوند، سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند که سرمایه‌های خود را به کشورهای باثبات‌تر منتقل کنند. این امر می‌تواند به کاهش محسوس سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی منجر شود. کاهش سرمایه‌گذاری نیز به نوبه خود تأثیرات منفی قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی دارد؛ زیرا سرمایه‌گذاری نقش کلیدی در ایجاد ظرفیت‌های تولیدی جدید، افزایش بهره‌وری و توسعه فناوری دارد؛ بنابراین، دولت باید با اتخاذ سیاست‌های مناسب، بهبود فضای کسب‌وکار و ایجاد یک محیط باثبات اقتصادی و سیاسی، از فرار سرمایه جلوگیری کند. به‌عبارت‌دیگر، اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی مناسب برای کنترل نوسانات نرخ ارز و تورم، بهبود روابط بین‌المللی برای کاهش ریسک‌های ژئوپلیتیک و تقویت نهادهای سیاسی و اقتصادی برای افزایش ثبات، از جمله راهکارهای مؤثر در این زمینه هستند. همچنین، علاوه بر اثر مثبت بی‌ثباتی سیاسی بر خروج سرمایه، بدیهی است که سرمایه‌گذاران خارجی نیز تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در آن کشور دارند؛ لذا، ضرورت دارد که سیاست‌گذاران با بهره‌گیری از ابزارهای سیاستی مناسب، به ایجاد محیطی امن و جذاب برای سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی بپردازند. این امر مستلزم توجه به تقویت نهادهای اقتصادی و سیاسی، افزایش شفافیت و پاسخگویی و ایجاد فضای رقابتی سالم در اقتصاد است. همچنین باتوجه‌به اثر شاخص سهام بر افزایش فرار سرمایه در ایران، تقویت بازار سرمایه ضروری به نظر می‌رسد. به‌عبارت‌دیگر، سیاست‌گذاران باید با افزایش شفافیت و کارایی بازار سرمایه، اعتماد سرمایه‌گذاران را افزایش دهند. همچنین، اتخاذ سیاست‌های حمایتی برای توسعه بازار سرمایه، به‌ویژه در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی و سیاسی، می‌تواند به کاهش فرار سرمایه کمک کند.

توضیحات تکمیلی

سپاسگزاری

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

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در 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 پژوهش و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

کد ارکید (ORCID)

Majid Dashtban Farooji *http://orcid.org/0000-0003-2554-3581*

Sahar Dashtban Farooji *http://orcid.org/0000-0002-2328-8954*

Mohammad Vahdani *http://orcid.org/0009-0008-5112-654X*

منابع و مأخذ

اسدزاده، احمد، محرم جودی، نازیلا و مهریاری، الناز. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین فرار سرمایه و سرمایه‌گذاری کل در کشورهای منتخب منطقه منا (MENA)، *نشریه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۳(۱۰)، ۱۵۹–۱۷۸. https://qjfep.ir/article-1-233-fa.html

افشاری، زهرا، یزدان‌پناه، احمد و رحمتی، آزاده. (۱۳۸۷). رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و فرار سرمایه (بررسی موردی کشورهای منتخب منطقه منا طی دوره ۱۹۹۱_۲۰۰۶). *نشریه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۱(۲)، ۷۹–۱۰۲. https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-32-fa.html

برومند جزی، شهرزاد، کهرام، آزادمهر و سلاطین، پروانه. (۱۳۸۶). تحلیل فرار سرمایه در اقتصاد ایران با تأکید بر ریسک اقتصادی – سیاسی، *نشریه پژوهشی دانشگاه اصفهان*، ۵(۲۶)، ۲۰–۹. https://www.magiran.com/paper/585403

حیدری، حسن، مقدادی، حامد و بهرام سحابی. (۱۴۰۲). بررسی عوامل تعیین‌کننده فرار سرمایه در کشورهای منتخب در حال توسعه، *نشریه اقتصاد باثبات*، ۴(۱۳)، ۳۱–۵۹. https://doi.org/10.22111/sedj.2023.45591.1342

راعی، رضا و فاضلیان، محسن. (۱۳۹۱). بررسی و عرضه مدل رابطه بین ریسک کشوری و جذب سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای در حال توسعه (با تأکید بر جمهوری اسلامی ایران). *نشریه اندیشه مدیریت راهبردی (اندیشه مدیریت)*، ۶(۲)، ۶۳–۹۷. https://doi.org/10.30497/smt.2013.1322

رجبی، سجاد و هاشمی فرید، محمدهادی. (۱۴۰۱). تحلیل تعامل و اولویت‌بندی علل اقتصادی فرار سرمایه از ایران. *نشریه سیاست‌نامه علم و فناوری*، ۱۲(۳)، ۵۳–۶۸. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.24767220.1401.12.3.7.6

زارع، شحنه، محمدمهدی، هاتفی مجومرد، مجید، جلالی، امالبنین و نصراللهی، زهرا. (۱۳۹۷). عوامل اثرگذار سیاسی، اقتصادی و هزینه بر فرار سرمایه در کشورهای منتخب نفتی. *نشریه مجلس و راهبرد*، ۲۵(۹۴)، ۲۶۵–۲۹۶. https://nashr.majles.ir/article_264.html

زارع، محمدحسن، انصاری سامانی، حبیب، نامداری، سیمین و محمودی، زهرا. (۱۴۰۰). تأثیر ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی بر فرار سرمایه: رهیافت پنل پویا. *نشریه اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۶(۱)، ۹۷–۱۲۷. https://journals.ihcs.ac.ir/article_7104.html

سجادیه خواجویی، فرزام، بختیاری، صادق و سارا قبادی (۱۴۰۰). ارزیابی اثر ریسک کشوری بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۶(۳)، ۱۰۱–۱۳۰. http://dx.doi.org/10.52547/jpbud.26.3.101

شکری، نعیم و سحاب خدامرادی، مرتضی (۱۳۹۹). برآورد فرار سرمایه و عوامل مؤثر بر آن در ایران با رویکردی جدید (طی سال‌های ۱۳۹۷–۱۳۵۵). *نشریه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۰(۳)، ۷۹–۱۱۰. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1399.20.3.6.1

References

Ajayi, S. I. (1997). *An Analysis of External Debt and Capital Flight in the Severely Indebted Low-Income Countries in Sub-Saharan Africa*. IMF Working Paper, 1-62. https://doi.org/10.5089/9781451961119.001

Akanbi, O.B. (2015). An Econometric Approach to Short and Long Run Analysis of the Nigerian Economy-Capital Flight in Nigeria. *International Journal of Research in Humanities and Social Studies*, 2(12), 83-89.

Almounsor, A. (2005). A Development Comparative Approach to Capital Flight: The Case of the Middle East and North Africa, 1970-2002. in Gerald Epstein (ed.), in: Gerald A. Epstein (ed.), Capital Flight and Capital Controls in Developing Countries, chapter 9, pages 234-261, *Edward Elgar Publishing*. https://ideas.repec.org/h/elg/eechap/3513_9.html

Asongu, S. A., & Nnanna, J. (2020). Governance and the Capital Flight Trap in Africa. *Transnational Corporations Review*, 12(3), 276-292. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3601960

Assadzadeh, A., Moharram Joudi, N., & Mehryari, E. (2015). Evaluating the Relationship between Capital Flight and Total Investment in Chosen Countries of MENA Zone. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*. 3(10), 159-178. http://qjfep.ir/article-1-233-fa.html [in persian]

Afshari, Z., Yazdanpanah, A., & Rahmatizadeh, A. (2010). Relationship between FDI and Capital Flight, *Journal of Monetary & Banking Research*, 1(2), 79-100. https://www.sid.ir/paper/168083/fa [in persian]

Asteriou, D. & Simon, P. (2001). Political Instability and Economic Growth: UK Time Series Evidence. *Scottish Journal of Political Economy*, 48(4), 1-24. https://doi.org/10.1111/1467-9485.00205

Beja, E.J. (2007). Capital Flight and Economic Performance. MPRA Paper 4885, *University Library of Munich, Germany*. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/4885/

Bekaert, G., C. R. Harvey, C. T. Lundblad, & Siegel, S. (2016). Political Risk and International Valuation. *Journal of Corporate Finance*, 37(C), 1-23. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2015.12.007

Bloom, N. (2014). Fluctuations in Uncertainty. *The Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-175. https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153

Bosupeng, M., Dzator, J., & Nadolny, A. (2019). Exchange Rate Misalignment and Capital Flight from Botswana: A Cointegration Approach with Risk Thresholds, *Journal of Risk and Financial Management*, 12(2), 101-126. https://doi.org/10.3390/jrfm12020101

Boroumand Jezi, Sh., Kahram, A., & Salatin, P. (2007). Analysis of Capital Flight in the Iranian Economy with Emphasis on Economic-Political Risk, *Isfahan University Research Journal*, No. 26, 9-20. https://www.magiran.com/paper/585403 [in persian]

Cheung, Y. W., Steinkamp, S., & Westermann, F. (2016). China's Capital Flight: Pre-and Postcrisis Experiences. *Journal of International Money and Finance*, 66(c), 88-112. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.12.009

Coleman, S., Cuestas, J. C. & Mourelle, E. (2010). A Nonlinear Analysis of the Relationship Between Real Exchange Rates and Oil Prices in African Countries. *In CSAE Annual Conference. Oxford University*. https://irep.ntu.ac.uk/id/eprint/25096

Cooper, W.H. & Hardt, J.P. (2000). Foreign Affairs, Defense, and Trade Division, Russian Capital Flight, Economic Reforms, and US Interests: an Analysis, *Congressional Research Service*. https://www.legistorm.com/reports/view/crs/62538/Russian_Capital_Flight_Economic_Reforms_and_U_S_Interests_An_Analysis.html

Cumby, R.E. & Levich, R.M. (1987). On the Definition and Magnitude of Recent Capital Flight. NBER Working Papers 2275, *National Bureau of Economic Research*, Inc. https://ssrn.com/abstract=227503

Deppler, M. & Williamson, M. (1987). Capital Flight: Concept, Measurement and Issues. In Staff Studies for the World Economic Outlook: *International Monetary Fund, Washington*. https://doi.org/10.5089/9781451943641.083

Efobi, U., & Asongu, S. (2016). Terrorism and Capital Flight from Africa. *International Economics*, 148, 81-94. https://ideas.repec.org/a/eee/inteco/v148y2016icp81-94.html

Eichengreen, B. (2004). Capital Flows and Crises. MIT Press Books, *The MIT Press*, edition 1, volume 1. https://ideas.repec.org/b/mtp/titles/0262550598.html

Erbe, S. (1985). The Flight of Capital from Developing Countries. *Inter-economics*, 20(6):268-275. https://doi.org/10.1007/BF02925467

Epstein, G.A. (2005). Capital Flight and Capital Controls in Developing Countries. Books, *Edward Elgar Publishing*, number 3513. http://www.e-elgar.com/shop/isbn/9781843769316

Forgha, N.G. (2008). Capital Flight, Measurability and Economic Growth in Cameroon: An Econometric Investigation. *International Review of Business Research Papers*, 4(2), 74–90.

Forson, R., Brafu-Insaidoo, W.G., & Obeng, C.K. (2017). Determinants of Capital Flight in Ghana. *Journal of Business and Enterprise Development (JOBED)*, 7, 108–130. https://doi.org/10.47963/jobed.v7i0.133

Golkhandan, A. (2023). Impact of Political Risk on Ecological Footprint in Iran: Multiple Asymmetric Thresholds NARDL (MATNARDL) Approach. *Journal of Economic Policies and Research*, 2(3), 114-148. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.140960.1104 [in Persian]

Gunter, F. R. (2017). Corruption, Costs, and Family: Chinese Capital Flight, 1984–2014. *China Economic Review*, 43, 105-117. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2017.01.010

Hasnul, A. G., & Masih, M. (2016). Role of Instability in Affecting Capital Flight Magnitude: An ARDL Bounds Testing Approach. MPRA Paper 72086, *University Library of Munich*, Germany. URI: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/72086

Heydari, H., Meghdadi, H, & Sahabi, B. (2024). Analyzing the Determinants of Capital Flight in Selected Developing Countries. *Stable Economy Journal*, 4(13), 31-59. https://doi.org/10.22111/sedj.2023.45591.1342 [in Persian]

Hermes, N & Lensink, R. (1992). Capital Flight and Uncertainty of Government Policies. Department of Economic, *University of Gronnigen*, 3, 359-372. http://irs.ub.rug.nl/ppn/240565886

Hoti, S., & Mcaleer, M. (2004). An Empirical Assessment of Country Risk Ratings and Associated Models. *Journal of Economic Surveys*, 18(4), 539–588. http://dx.doi.org/10.1111/j.0950-0804.2004.00230.x

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47(2), 263-291. http://dx.doi.org/10.2307/1914185

Khan, M.S., & Haque, N. (1985). Foreign Borrowing and Capital Flight: A Formal Analysis. *IMF Staff Papers*, 32(4), 606-628. http://doi.org/10.2307/3866741

Kindleberger, C. P. (1987). A Historical Perspective. in D. R. Lessard, and J. Williamson (eds), Capital Flight and Third World Debt. Washington, *DC: Institute for International Economics*, 7–26. https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1985.tb00159.x

Le, Q.V., & Zak, P.J. (2006). Political Risk and Capital Flight. *Journal of International Money and Finance*, 25, 308-329. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.001

Le, Q.V., & Rishi, M. (2006). Corruption and Capital Flight: An Empirical Assessment. *International Economic Journal*, 20(4), 523-540. https://doi.org/10.1080/10168730601027161

Lensink, R., Hermes, N. & Murinde, V. (2000). Capital Flight and Political Risk. *Journal of International Money and Finance*, 19, 73-99. DOI:10.1016/S0261-5606(99)00034-0

Markowitz, H. (1952). The Utility of Wealth. *Journal of political Economy*, 60(2), 151-158. https://doi.org/10.1086/257177

Mondt, K., & Despontin, M. (1986). Evaluation of Country Risk Using Multicriteria Analysis (Vol. Septembe). *Brussel: Vrije Universiteiet Brussel*.

Nagy, P. J. (1978). Quantifying Country Risk: A System Developed by Economists at the Bank of Montreal. *Columbia Journal of World Business*, 13, 135–146.

Nagy, P. J. (1984). Country Risk: How to Assess, Quantify, and Monitor it. *London: Euromoney*

Nath, H. K. (2008). Country Risk Analysis: A Survey of the Quantitative Methods. Working Papers 0804, Sam Houston State University, *Department of Economics and International Business*. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1513494

Ndikumana, L. (2016). Capital Flight and Tax Havens: Impacton Investment and Growth in Africa . *European Development Netword Conferenceon Finance and Development, Berlin*. http://dx.doi.org/10.3917/edd.hs02.0099

Ndikumana, L., & Boyce, J. K. (2008). New Estimates of Capital Flight from Sub-Saharan African Countries: Linkages with External Borrowing and Policy Options. Political Economy Research Institute, *University of Massachusetts at Amherst, Working Papers*. https://per.umass.edu/fileadmin/pdf/working_papers ... rs_151-200/WP166.pdf

Ndikumana, L., & Boyce, J. K. (2003). Public Debts and Private Assets: Explaining Capital Flight from Sub-Saharan African Countries. *World Development*, 31(1), 107-130. https://ideas.repec.org/a/eee/wdevel/v31y2003i1p107-130.html

Obstfeld, M. (1994). Risk-Taking, Global Diversification, and Growth. *American Economic Review*, 84(5), 1310-1329. https://www.jstor.org/stable/2117774

Onodugo, V.A., Kalu, I.E., Anowor, O.F., & Ukweni, N.O. (2014). Is Capital Flight Healthy for Nigerian Economic Growth? *Journal of Empirical Economics*, 3(1), 10–24. https://www.researchgate.net/publication/309187623_Is_Capital_Flight_Healthy_For_Nigerian_Economic_Growth_An_Econometric_Investigation

Pastor, M.J. (1990). Capital Flight from Latin America, *World Development*, 18, 1–18. https://doi.org/10.1016/0305-750X(90)90099-J

Peprah, J.A., Kwesi O.I., & Asomani, A.N. (2019). Financial Development, Remittances and Economic Growth: A Threshold Analysis. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1625107. http://dx.doi.org/10.1080/23322039.2019.1625107

Pradhan, A.K., & Hiremath, G.S. (2020). The Capital Flight From India: A Case of Missing Woods for Trees?. *The Singapore Economic Review (SER)*, 65(02), 365-383. https://doi.org/10.1142/S0217590816500429

Pradhan, A.K., Bhujabal, P., & Sethi, N. (2024). Capital flight from BRICS nations: Does Every Cloud Have a Silver Lining, *Heliyon*. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e24977

Ra'I, R., & Fazelian, S, M. (2013). Attract foreign investment in developing countries (with emphasis on the Islamic Republic of Iran), *Strategic Management Thought*, 6(2), 63-97. https://doi.org/10.30497/smt.2013.1322 [in Persian]

Rajabi, S., & Hashemifarid, M. (2022). Analysis of Interaction and Prioritization of Economic Determinants of Capital Flight from Iran, *Journal of Science and Technology Policy Letters*, 12(3), 53-68. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.24767220.1401.12.3.7.6. [in Persian]

Sargen, N. (1977). Economic Indicators and Country Risk Appraisal. *In Economic Review* (Fall), 19–35. https://ideas.repec.org/a/fip/fedfer/y1977ifallp19-35.html

Shapiro, A. (1999). Multinational Financial Management, 6th edition, *Prentice Hall: London, UK*. https://www.amazon.co.uk/Multinational-Financial-Management-Alan Shapiro/dp/0130101427

Sajjadieh Khajaviee, F., Bakhtiari, S., & Ghobadi, S. (2021). The Impact of Country Risk Management on Economic Growth in the Selected OIC Countries. *Planning and Budgeting*, 26(3), 101-130. http://dx.doi.org/10.52547/jpbud.26.3.101 [in Persian]

Shokri, N., & Sahab Khodamoradi, M. (2020). Estimating Capital Flight and Its Determinants in Iran with a New Approach. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 20 (3), 79-110. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1399.20.3.6.1 [in Persian]

Terasvirta, T. (1994). Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*. 89(425), 208-218. https://doi.org/10.1080/01621459.1994.10476462

Teräsvirta, T. (1998). Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions. In: Ullah, A., Giles, D.E. (Eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics. Dekker, New York*, 507–552. https://ideas.repec.org/p/hhs/hastef/0131.html

Walter, I. (1987). The Mechanisms of Capital Flight. in D. R. Lessard and J. Williamson (eds) Capital Flight and Third World Debt, *Washington DC: Institute for International Economics*.

Wujung, V.A., & Mbella, M.E. (2016). Capital Flight and Economic Development: The Experience of Cameroon. *Economics*, 5(5), 64-72. https://doi.org/10.11648/j.eco.20160505.11

Yalta, A. Y., & Yalta, A.T. (2012). Does Financial Liberalization Decrease Capital Flight? A Panel Causality Analysis, *International Review of Economics & Finance*, 22(1), 92-100. https://doi.org/10.1016/j.iref.2011.09.003

Zare, M, H., Ansari Samani, H., namdari, S., & Mahmoodi, Z. (2021). The Effect of Economic, Political and Financial Risk on Capital Flight: Dynamic Panel Approach, *Quarterly Journal of New Economy and Trade*, 16(1), 95-127. https://doi.org/10.30465/jnet.2021.7104 [in Persian]

Zare Shahneh, M, M., Hatefi Madjumerd, M., Jalali, O., & Nasrollahi, Z. (2018). Effective Political, Economic, and Cost Factors on Capital Flight in Selected Oil Countries, *Journal of Majlis and Rahbord (Parliament and Strategy)*, 25(94), 265-296. https://nashr.majles.ir/article_264.html?lang=fa [in Persian]

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 3, Autumn 2025, Page: 31-56 DOI: 10.22034/jepr.2024.141517.1131

Original Research Article

The Effect of OPEC Summit Announcements on the Formation of a Bubble in the Stock Market**

Maryam Poursalehi[1], Mehrzad Ebrahimi[*2], Hashem Zare[2], Khodaparast Shirazi[3]

1. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.
3. Assistant Professor, Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran

Received: 12 June 2024 *Accepted: 23 October 2024*

Abstract

The present study aims to design an early warning model to investigate the effect of OPEC summit announcements on the formation of bubbles in the Iranian stock market. To identify bubbles between April 2012 and February 2023, the Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF) test was applied. After detecting bubble periods, a predictive model was developed using probit regression. The results indicate that the early warning model achieves 94% accuracy in predicting bubble periods in the Iranian stock market. Moreover, OPEC summit announcements to reduce (maintain) production levels are associated with a lower (higher) probability of bubble formation. Announcements to maintain production levels create optimistic expectations that raise the future expected value of stocks beyond what fundamental economic factors suggest, thereby increasing the likelihood of a price bubble. Overall, the findings confirm that the Iranian stock market is significantly influenced by OPEC summit announcements.

Keywords: Stock market bubble, Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller unit root test, OPEC summit announcements, probit regression.

JEL Classification: C22, C15, G10.

* ***Corresponding Author**: Mehrzad Ebrahimi* ***E-mail:** ebrahimi45@iau.ac.ir* ***Tel:** +989126200243*

** This Article is Derived from The Doctoral Dissertation of *Maryam Poursalehi* in Economics at, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Iran.

How To Cite: Poursalehi, M., Ebrahimi, M., Zare, H. & Khodaparast Shirazi, J. (2025). The Effect of OPEC Summit Announcements on the Formation of a Bubble in the Stock Market. *Economic Policies and Research*, 4(3), 31-56. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141517.1131

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63491.html?lang=en

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, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Over the past two decades, economic crises, fluctuations in growth, political conflicts, regional disputes, labor strikes, supply and demand uncertainty, stock market activity, and OPEC policies have driven sharp changes in oil prices. OPEC members hold meetings periodically to set production goals and policies. These meetings—and the news, agreements, and statements surrounding them—shape oil prices through speculation. OPEC members account for 40% of global crude oil production, and their exports represent about 60% of internationally traded oil.

The effect of OPEC's decisions to increase, decrease, or maintain production levels on oil prices remains debated among policymakers, regulators, and academics. Some argue the effect is weak or declining, particularly as non-OPEC producers gain market share. Others contend the effect is strong, since OPEC's production adjustments push prices away from competitive levels. For example, Wang et al. (2008) found no significant daily impact of OPEC meeting announcements on oil markets but did observe weekly effects.

Iran, with 10.6% of global oil reserves, is OPEC's second-largest crude oil producer. Its economy heavily depends on crude exports, making it highly sensitive to global oil shocks (Shakeri et al., 2016). At the same time, decades of economic and political sanctions—such as UN restrictions that cut Iran's oil exports by 63% between 2011 and 2013 (Karimpour et al., 2020)—have amplified the importance of OPEC's production announcements. Accordingly, this study seeks to: (1) examine the effect of OPEC summit announcements on bubble formation in the Iranian stock market, and (2) design an early warning system using a probit regression model. To the best of the authors' knowledge, this area has not been previously studied.

Methodology

To identify bubble periods, the GSADF unit root test was applied to the monthly time series of the Iranian stock market's price-to-earnings (P/E) ratio from April 2012 to February 2023. To achieve the research objectives, three probit regressions were estimated:

- **Model 1:** included only economic variables.
- **Model 2:** added a dummy variable for OPEC production reduction announcements.
- **Model 3:** added a dummy variable for OPEC production maintenance announcements.

It should be noted that, within the study period, OPEC announced a production increase only once; therefore, this variable could not be included in the probit regressions.

Results and Discussion

The results show that, when viewed seasonally, the sample contains 37 normal seasons and 7 bubble seasons, confirming the existence of bubble periods in the Iranian stock market. These findings are consistent with those of Nowrozi et al. (2021) and Qolizadeh et al. (2020). At the 95% confidence level, OPEC summit announcements to reduce production are associated with a decreased probability of bubble formation, while announcements to maintain production are linked to an increased probability of bubbles in the subsequent period.

Conclusion

The study concludes that OPEC announcements shape market expectations, altering either the subjective discount rate applied to future cash flows or the value of expected future cash flows themselves. In particular, announcements to maintain production encourage expectations of favorable oil market conditions for exporters, creating a positive outlook for oil exports. Anticipating an improved economy and higher national income, investors raise stock valuations beyond what fundamentals justify, thereby increasing the probability of bubble formation. Additionally, the proposed early warning model demonstrates 94% accuracy in predicting bubble periods in the Iranian stock market

Additional information

Acknowledgements

The authors of this article wish to express their sincere gratitude to the spiritual supporters of this research. In particular, they would like to acknowledge Islamic Azad University, Shiraz Branch, whose moral support and encouragement provided the necessary conditions for conducting this study.

Authors' Contributions

This research is derived from the doctoral dissertation of ***Maryam Poursalehi*** in the field of Economics, conducted under the supervision of Dr. **Mehrzad Ebrahimi** and the advisement of Dr. **Hashem Zare** and Dr. **Jalil Khodaparast Shirazi**, in the Department of Economics at Shiraz Branch, Islamic Azad University, Iran.

Conflict of interest

The authors declare that there are no conflicts of interest related to this research.

Financial Support

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

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴، صفحات: ۳۱ – ۵۶
DOI: 10.22034/jepr.2024.141517.1131

مقاله پژوهشی

اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام**

مریم پورصالحی [۱]، مهرزاد ابراهیمی* [۲]، هاشم زارع [۲]، جلیل خداپرست شیرازی [۳]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.
۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۲۳ *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۰۲*

چکیده

انگیزه مطالعه حاضر طراحی یک الگوی هشدار زودهنگام باهدف بررسی اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام ایران است. در این راستا، جهت شناسایی حباب‌ها در بازار سهام طی دوره زمانی ۱۱-۱۴۰۱:۱-۱۳۹۰، از آزمون قوی ریشه واحد سوپریمم دیکی – فولر تعمیم‌یافته استفاده گردید. پس از شناسایی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران، با استفاده از الگوی رگرسیون پروبیت یک الگوی پیش‌بینی‌کننده دوره‌های حبابی در این بازار طراحی شد. نتایج نشان داد که الگوی هشدار زودهنگام طراحی شده دقت ۹۴ درصدی در پیش‌بینی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران را دارد. همچنین اعلامیه‌های اجلاس اوپک مبنی بر کاهش سطح تولید با کاهش احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی و اعلامیه‌های حفظ تولید با افزایش احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی همراه هستند. اعلامیه حفظ سطح تولید اوپک، با ایجاد انتظارات خوش‌بینانه، ارزش انتظاری آتی سهام را بیش از آنچه فاکتورهای بنیادی اقتصاد منعکس می‌کنند تعیین، و احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی را افزایش می‌دهد. نظر به نتایج حاصل از اجرای آزمون، بازار سهام ایران به طور معناداری تحت‌تأثیر اعلامیه‌های اجلاس اوپک است.

واژگان کلیدی: حباب بازار سهام، آزمون قوی ریشه واحد سوپریمم دیکی – فولر تعمیم‌یافته، اعلامیه‌های اجلاس اوپک، رگرسیون پروبیت.

طبقه‌بندی JEL: C22, C15, G10

* **نویسنده مسئول:** مهرزاد ابراهیمی *آدرس رایانامه: ebrahimi45@iau.ac.ir* *تلفن تماس: ۰۹۱۲۶۲۰۰۲۴۳*

** مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری مریم پورصالحی در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز است.

استناد به مقاله: پورصالحی، مریم، ابراهیمی، مهرزاد، زارع، هاشم و خداپرست شیرازی، جلیل. (۱۴۰۴). اثر اعلامیه های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام. *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۳)، ۳۱-۵۶.
https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141517.1131
صفحه اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63491.html

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 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.

۱. مقدمه

بحران نفت سال ۱۹۷۳ و رویدادهای مهم اقتصادی و ژئوپلیتیکی پس از آن، اهمیت حیاتی اقتصادی قیمت نفت و نقش سازمان کشورهای صادرکننده نفت (اوپک)[1] را روشن کرد (Bilal et al., 2024; Salameh, 2014). مطالعات بسیاری تغییرات در قیمت نفت را به‌عنوان یک منبع اساسی از نوسانات اقتصادی و الگوی یک شوک جهانی شناسایی کرده‌اند که احتمالاً بسیاری از اقتصادها را به طور همزمان تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (Amin, 2015; Blanchard & Galí, 2008). در دو دهه گذشته، بحران‌های اقتصادی، نوسان در رشد اقتصادی کشورها، کشمکش‌های سیاسی، مناقشات منطقه‌ای، اعتصابات کارگری، نااطمینانی عرضه و تقاضا، معاملات بورس کاغذی و در نهایت، سیاست‌های اوپک موجب تغییرات شدید قیمت نفت شده‌اند (Miao et al., 2018).

اعضای اوپک هر چند سال یک‌بار به‌منظور هدف‌گذاری و توافق بر سیاست‌های تولید نفت، اجلاس سالانه برگزار می‌کنند. به‌تبع این اجلاس‌ها، انتشار اخبار، توافقات و غیره، قیمت نفت نیز به‌واسطهٔ گمانه‌زنی‌ها و سفته‌بازی‌ها متأثر می‌شود (Loutia et al., 2016). اعضای اوپک، ۴۰ درصد نفت خام جهان را تولید می‌کنند و صادرات آن‌ها حدود ۶۰ درصد از نفت مبادله شده در سطح بین‌الملل را تشکیل می‌دهد (Matsumoto et al., 2012). تأثیر تصمیمات اوپک در مورد سطح تولید (افزایش، کاهش یا حفظ) بر قیمت نفت یک موضوع بحث‌برانگیز در میان سیاست‌گذاران، تنظیم‌کننده‌ها و دانشگاهیان است. برای برخی، این تأثیر ضعیف است یا در طول زمان رو به کاهش بوده است، به‌ویژه که اخیراً بیشتر و بیشتر کشورهای تولیدکننده غیر اوپک سهم بازار خود را افزایش داده‌اند (Wirl & Kujundzic, 2004). برای دیگران، این اثر قوی است؛ زیرا زمانی که اعضا، تولید نفت خود را اصلاح می‌کنند، قیمت‌ها از سطح رقابتی خود منحرف می‌شوند (Deaves & Krinsky, 1992; Lin & Tamvakis, 2010). علاوه بر این، وانگ و همکاران (۲۰۰۸)[2] شواهدی مبنی بر اثر اخبار اجلاس اوپک بر بازار نفت به‌صورت روزانه نیافته‌اند اما معتقد هستند که این اخبار به‌صورت هفتگی بر بازار نفت اثرگذار است.

ایران با در اختیار داشتن حدود ۱۰/۶ درصد از ذخایر نفتی جهان، دومین تولیدکننده بزرگ نفت خام در اوپک است. براین‌اساس اقتصاد ایران به‌صورت گسترده به صادرات نفت خام وابسته بوده و تکانه‌های بازارهای جهانی نفت می‌توانند آثار قابل توجهی بر ساختار اقتصادی ایران داشته‌باشند (شاکری و همکاران، ۱۳۹۵). در این راستا، دولت در اثر تغییرات درآمدهای نفتی دچار بی‌انضباطی مالی می‌شود. بی‌انضباطی مالی دولت از طریق تحت‌تأثیر قرار دادن بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی، بازارهای مالی را متأثر می‌سازد. به‌عبارت‌دیگر، تغییرات قیمت نفت به طور قابل ملاحظه‌ای بر بازار سهام اثر منفی می‌گذارد. بنابراین، ارزیابی آثار احتمالی تغییرات قیمت نفت خام بر شاخص بازار سهام بسیار مهم است (سرگلزایی و همکاران، ۱۴۰۲). زیرا برای مثال، کاهش قیمت سهام به دلیل تغییرات قیمت نفت، ممکن است با کاهش درآمد خانوارها، اختلالات اقتصادی گسترده‌ای را در سراسر جهان ایجاد کند و سرمایه‌گذران با از دست دادن پول در بازار سهام، در خرج کردن پول محتاط‌تر شوند که منجر به رکود می‌شود (Alamgir & Amin, 2021). از سوی دیگر، ایران برای دهه‌ها با تحریم‌های اقتصادی

1. The Organization of Petroleum Exporting Countries (OPEC)
2. Wang et al. (2008)

- سیاسی مواجه بوده است. برای مثال، با تشدید تحریم‌های صادرات نفت از سمت سازمان ملل متحد، ارزش صادرات نفت ایران در سال ۲۰۱۳ نسبت به سال ۲۰۱۱ با کاهش ۶۳ درصدی مواجه شده است[۱] (کریم‌پور و همکاران، ۱۳۹۹). بنابراین به نظر می‌رسد باوجود تحریم‌ها، ارزیابی آثار اقتصادی اعلامیه‌های اوپک مبنی بر حفظ یا تغییر میزان تولید اعضا، از اهمیت مضاعف برخوردار است. در این راستا، انگیزه اصلی پژوهش حاضر طراحی یک الگوی هشدار زودهنگام باهدف بررسی اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام ایران با به کارگیری رویکرد رگرسیون پروبیت است.

یافته‌های این پژوهش، اطلاعات ارزشمندی را در اختیار سیاست‌گذاران داخلی در شناسایی نقاط قوت و ضعف ساختارهای اقتصادی و سیاسی قرار می‌دهد که ممکن است نیاز به اصلاح داشته باشد. بهبود کارایی و شفافیت بازار سهام نیز می‌تواند کارایی کلی این اقتصادها را افزایش دهد. ادامه مقاله بدین شرح ساماندهی شده است: بخش دوم به تشریح ادبیات موضوع و کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت و متغیرهای اقتصاد کلان بر قیمت سهام اختصاص یافته است؛ در بخش‌های سوم و چهارم به ترتیب روش‌شناسی و یافته‌های پژوهش آمده است. جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها بخش آخر مطالعه حاضر است.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

از قرن بیستم، نفت به منبع اصلی انرژی در اقتصاد جهانی تبدیل شده است. از آن زمان، نوسانات قیمت آن افزایش‌یافته است و نگرانی‌هایی را عمدتاً برای کشورهای صادرکننده آن ایجاد کرده است. در حال حاضر، ایران، عراق، نیجریه، عمان، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی و ونزوئلا از جمله کشورهایی هستند که بیشترین وابستگی را به صادرات نفت دارند (Resende & Pedro, 2020). نوسانات قیمت نفت عمدتاً ناشی از بحران‌های سیاسی پی‌درپی است که محل اصلی خود کشورهای خاورمیانه است. شوک مثبت در عرضه نفت توسط اوپک با افزایش تولید مشخص می‌شود که باتوجه‌به سهم این کارتل در بازار جهانی نفت، می‌تواند موجب کاهش قیمت نفت گردد. در مقابل، وقوع شوک منفی در عرضه نفت زمانی رخ می‌دهد که کاهش تولید آن رخ می‌دهد و این موضوع باعث افزایش قیمت نفت می‌شود (Sehgal & Kapur, 2012).

ارتباط بین نوسانات قیمت نفت و بازار سهام در دهه‌های اخیر توجه بسیاری از تحقیقات را به خود جلب کرده است. زیرا نفت همچنان منبع اصلی انرژی جهان است که حدود ۳۴ درصد از نیازهای انرژی جهان را به خود اختصاص می‌دهد (International Energy Agency, 2008). آژانس بین‌المللی انرژی پیش‌بینی کرده است که نفت، ۳۰ درصد از ترکیب انرژی جهان را در سال ۲۰۳۰ تأمین خواهد کرد (Jebran et al., 2017). قیمت نفت به دلیل شوک‌های عرضه، مستعد نوسانات بالا است؛ بنابراین، ریسک ناشی از نوسانات قیمت نفت معمولاً

---

۱. یک عامل مهم در ایجاد نوسان در فروش نفت هر کشور، تحریم‌هایی است که ناشی از روابط سیاسی آن در سطح بین‌الملل است. قیمت نفت نیز به صورت برون‌زا و متأثر از نوسانات عرضه و تقاضای جهانی تعیین می‌شود و بنابراین تحقق آن با عدم اطمینان مواجه است و با تأثیر بر حجم صادرات، درآمد نفتی را متأثر می‌سازد (کشاورز، حداد و همکاران، ۲۰۲۰).

بر پرتفوی سرمایه‌گذاران، به‌ویژه مدیران پرتفوی که به دنبال تخصیص بهینه پرتفوی هستند، اثر می‌گذارد. نفت می‌تواند مبانی اقتصاد کلان را متأثر سازد و این موضوع باید توسط سیاست‌گذاران مورد توجه قرار گیرد (El Hedi Arouri et al., 2011)؛ به‌عنوان مثال، افزایش قیمت نفت اغلب توسط سیاست‌گذاران، محرک تورم در نظر گرفته‌می‌شود (امین‌خرازیان، ۱۴۰۲) و بانک‌های مرکزی با افزایش نرخ‌های بهره که بر نرخ تنزیل استفاده شده در معادله قیمت‌گذاری سهام تأثیر می‌گذارد، به فشارهای تورمی پاسخ می‌دهند (Basher et al., 2012; Huang et al., 1996). همچنین افزایش قیمت نفت هم‌بر مصرف‌کنندگان و هم‌بر تولیدکنندگان اثر می‌گذارد. مصرف‌کنندگان به‌شکل قیمت‌های بالاتر کالاها و خدمات نهایی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرند (Faff & Brailsford, 1999)؛ در حالی‌که تولیدکنندگان با تقاضای کمتر برای کالاها و خدمات نهایی و متعاقب آن کاهش سود مواجه می‌شوند؛ بنابراین مقیاس عملیات بنگاه‌های تحت‌تأثیر کاهش می‌یابد. افزون بر این، از آنجایی‌که تقاضا برای نفت همچنان در حال افزایش است و به‌کارگیری آن در سطوح تجاری و خانگی اجتناب‌ناپذیر تر می‌شود، درک روابط پیچیده بین نفت و بقیه اقتصاد به‌ویژه بازار سهام اهمیت بیشتری پیدا می‌کند (Salisu & Oloko, 2015). در ادبیات به طور گسترده مورد بحث قرار گرفته است که در کشورهای صنعتی واردکننده نفت، افزایش قیمت نفت با کاهش نرخ رشد احتمالی فعالیت‌های اقتصادی، افزایش قیمت نهاده، کاهش درآمد شرکت‌ها و افزایش سطح عمومی قیمت، اثر منفی بر شاخص‌های بورس دارد. علاوه بر این، عدم‌اطمینان، همراه با صرف ریسک بالاتر مرتبط با افزایش قیمت نفت، باعث کاهش قیمت سهام نیز می‌شود. بنابراین، بینش مرسوم این است که افزایش قیمت نفت، ذی‌نفعان مختلف اقتصادی را مجبور می‌کند که پول بیشتری را صرف مصرف انرژی کنند، حاشیه سود را کاهش دهد و بر بازار سهام تأثیر منفی بگذارند (Alamgir & Amin, 2021). از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت نظیر ایران به چند دلیل می‌تواند آثار مثبت بر بازار سهام داشته‌باشد. انتظار بر این است که افزایش قیمت نفت، از طریق آثار درآمدی و ثروت، آثار مثبتی بر بازارهای سهام را به‌همراه داشته باشد (Al-Fayoumi, 2009). این موضوع، نتیجه افزایش درآمدهای دولت و مخارج عمومی در زیرساخت‌ها است. علاوه بر این، افزایش قیمت نفت، موجب انتقال بلادرنگ ثروت از واردکنندگان نفت به صادرکنندگان آن است. چنان‌چه این افزایش درآمد، صرف خرید کالاها و خدمات داخلی شود، موجب رونق فعالیت‌های اقتصادی و بهبود بازده بازار سرمایه در کشورهای صادرکننده خواهد شد (قنبریان و سقفی، ۱۳۹۴).

نارایان و نارایان[1] (۲۰۱۰) از الگوی بازده سهام تحقق‌یافته زیر برای نشان‌دادن ارتباط نظری بین نفت و قیمت سهام استفاده کردند.

$$R = \frac{d(E(c))}{E(c)} - \frac{d(E(r))}{E(r)} \qquad (۱)$$

این الگو، قیمت سهام را مقادیر تنزیل شده جریان‌های نقدی مورد انتظار آتی فرض می‌کند. R نشان‌دهنده بازده سهام، c جریان نقدی، r نرخ تنزیل، $d(.)$ عملگر تفاضل و E(.) عملگر انتظارات را نشان می‌دهد. در این دیدگاه، حرکت در جریان‌های نقدی موردانتظار و نرخ تنزیل ممکن است بر بازده سهام تأثیر بگذارد. آن‌ها استدلال کردند که قیمت نفت می‌تواند از طریق دو کانال بر قیمت سهام تأثیر بگذارد. در کانال اول، افزایش قیمت نفت باتوجه‌به

1. Narayan & Narayan (2010)

اهمیت آن در فرایند تولید هزینه تولید را افزایش می‌دهد که متعاقباً منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود. در کانال دوم، اعتقاد بر این است که قیمت انتظاری نفت از طریق نرخ تنزیل که شامل نرخ تورم موردانتظار و نرخ بهره واقعی موردانتظار است، بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. به اعتقاد سادورسکی (۲۰۰۴)[1] قیمت نفت ممکن است به طرق مختلف بر قیمت سهام تأثیر بگذارد. افزایش قیمت نفت ممکن است یک مالیات تورمی بر مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان باشد که در نتیجه هزینه تولید را افزایش می‌دهد. چنانچه انتقال کامل افزایش هزینه به مصرف‌کنندگان امکان‌پذیر نباشد، حاشیه سود و سود سهام کاهش می‌یابد. ازآنجایی‌که درآمد ملی شامل سود سهام نیز است، تولید ناخالص داخلی نیز کاهش خواهد یافت.

بر اساس نظریه مالی، تأثیر اخبار باید به طور منطقی در قیمت‌های بازار سهام منعکس شود. افزایش قیمت نفت در قیمت سهام منعکس می‌شود؛ زیرا افزایش قیمت نفت هزینه مدیریت یک کسب‌وکار را افزایش می‌دهد و سود و حاشیه جریان‌های نقدی را کاهش می‌دهد که محرک‌های اصلی قیمت سهام هستند (Ramos & Veiga, 2011).

۲-۲. پیشینه پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

پازوکی و همکاران (۱۳۹۹) رابطه بین بازارهای مالی (شامل بازار فلزات گران‌بها، قیمت طلا، قیمت نقره و قیمت پلاتین، نرخ ارز و شاخص بازار سهام) و بازار نفت خام را بررسی کرده‌اند. به این منظور محققان از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۰ و روش خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده[2] استفاده کردند. نتایج نشان داد قیمت نفت خام با تمام دارایی‌ها به‌جز شاخص کل بازار سهام دارای رابطه منفی و معناداری دارد.

قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با رویکرد درخت تصمیم به طراحی سیستم هشدار سریع برای پیشگیری از وقوع یا کاهش اثرات بحران پرداختند. آن‌ها جهت اندازه‌گیری شوک‌های ناشی از شاخص قیمت سهام، نرخ ارز، قیمت طلا و نفت از پسماند مدل خودرگرسیون میانگین متحرک انباشت[3] استفاده نمودند و به این نتیجه دست یافتند که مهم‌ترین متغیر برای پیش‌بینی بحران در بورس اوراق‌بهادار تهران در داده‌های هفتگی، وقوع بحران مالی در دوره گذشته بوده است.

نوروزی و همکاران (۱۴۰۱) یک سیستم هشداردهنده حباب قیمتی و بحران مالی در بازار سهام ایران طراحی کردند. در این پژوهش از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۹ و روش خود همبسته واریانس ناهمسان شرطی چند متغیره[4] جهت استخراج و شناسایی متغیر بحران مالی و حباب قیمتی در بازار سرمایه استفاده شده است. نتایج نشان داد که متغیرهایی همچون تولید، نرخ تورم، نرخ ارز، شاخص کل بازار سهام و... تأثیر معنی‌داری بر وقوع بحران مالی و احتمال رخداد حباب قیمتی در بازارهای مالی دارد.

---

1. Sadorsky (2004)
2. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
3. Autoregressive integrated moving average (ARIMA)
4. MGARCH

آسیابی اقدم و همکاران (۱۴۰۱) با به کارگیری الگوی خود بازگشت آستانه‌ای[1] به بررسی اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق‌بهادار طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۸ پرداختند. یافته‌های محققان نشان داد بین متغیرهای اقتصادی و شاخص قیمت سهام رابطه معناداری وجود دارد.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

جونز و کال (۱۹۹۶)[2] به بررسی منطقی بودن واکنش بازار سهام به شوک‌های قیمت نفت پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که بازارهای سهام ایالات متحده و کانادا به طور منطقی واکنش نشان می‌دهند، اما واکنش ژاپن و بریتانیا به شوک‌های قیمت نفت بیش از حد است.

مغیره (۲۰۰۴)[3] رابطه بین شوک‌های قیمت نفت و بازده بازار سهام را برای ۲۲ اقتصاد نوظهور با استفاده از رویکرد تعمیم‌یافته تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی[4] و توابع عکس‌العمل آنی مورد مطالعه قرار داد. نتایج شواهد بسیار ضعیفی از شوک‌های قیمت نفت را نشان داد که بر بازده بازار سهام در اقتصادهای نوظهور تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، کشورهایی که واکنش بالایی نشان می‌دهند، مصرف انرژی بیشتری نسبت به سایر کشورها دارند.

الشریف (۲۰۰۵)[5] از داده‌های روزانه برای انگلستان (بزرگ‌ترین تولیدکننده نفت اتحادیه اروپا) باهدف بررسی تعامل بین بازده سهام و قیمت نفت خام، از یک مدل چندعاملی استفاده کردند. نتایج نشان داد که بین بازده سهام و قیمت نفت خام رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

آستریو و باشماکووا[6] (۲۰۱۳) از یک الگوی چندعاملی بین‌المللی به‌منظور بررسی رابطه بین ریسک قیمت نفت و بازده بازار سهام برای بازارهای سرمایه درحال ظهور کشورهای اروپای مرکزی و شرقی[7] استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که واکنش بازده سهام به حرکات صعودی و نزولی بازار نفت نیز منفی است؛ اما در زمانی که قیمت نفت پایین است، معنادارتر است.

کونادو و پرز د گراسیا (۲۰۱۴)[8] تأثیر شوک قیمت نفت بر بازده سهام ۱۲ کشور واردکننده نفت در اروپا را بررسی کردند. آن‌ها استدلال می‌کنند که وقتی یک شوک سمت عرضه باعث تغییر قیمت نفت می‌شود، آن‌گاه تأثیر آن بر بازده سهام منفی است؛ زیرا به معنای هزینه بالاتر تولید برای کشورهای واردکننده نفت است. زمانی که تغییر قیمت نفت به دلیل شوک تقاضا رخ می‌دهد، تأثیر آن بر بازده سهام می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

فریرا (۲۰۲۰)[9] با استفاده از تحلیل هم‌بستگی متقابل به بررسی اثر شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد برزیل پرداخت. نتایج حاکی از هم‌بستگی معنی‌دار بین شوک‌های قیمت نفت و بازده بخش مالی است که نشان‌دهنده مواجهه این بخش خاص با نفت است.

---

1. The Threshold Auto Regression (TAR)
2. Jones & Kaul (1996)
3. Maghyereh (2004)
4. The Generalized Approach to Forecast Error Variance Decomposition
5. El-Sharif et al. (2005)
6. Asteriou & Bashmakova (2013)
7. The Central and Eastern European Countries
8. Cuñado & Pérez de Gracia (2014)
9. Ferreira et al. (2020)

دیاز و همکاران (۲۰۱۶)[1] رابطه بین نوسانات قیمت نفت و بازده سهام در کشورهای گروه هفت[2] (کانادا، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، بریتانیا و ایالات متحده) را بررسی کردند. آن‌ها نشان می‌دهند که افزایش نوسان قیمت نفت منجر به پاسخ منفی بازار سهام این کشورها می‌شود؛ همچنین قیمت جهانی نفت برای بازار سهام بسیار مهم‌تر از قیمت ملی نفت است.

بای و همکاران (۲۰۲۱)[3] به تحلیل و مقایسه داده‌های تاریخی قیمت نفت و بازده بازار سهام ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که قیمت نفت خام مستقیماً بر بازار سهام تأثیر نمی‌گذارد، اما از طریق انتقال غیرمستقیم بر سهام ایالات متحده تأثیر می‌گذارد. به‌عبارت‌دیگر، زمانی که قیمت نفت باثبات است تأثیر کمی بر بازار سهام دارد، اما زمانی که نوسان قیمت نفت بالاست است، تأثیر بیشتری دارد.

مگزینو و همکاران[4] (۲۰۲۳) رابطه پویا بین بازار نفت و بازده بازار سهام اروپا را با استفاده از داده‌های ماهانه از می ۲۰۰۷ تا آپریل ۲۰۲۲ برای ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا بررسی کردند. در این مطالعه، از آزمون علیت گرنجر متغیر با زمان[5] و الگوی رگرسیون خود توضیح برداری ساختاری[6] برای بررسی پیوندهای علی استفاده شده است. نتایج، علیت متغیر با زمان بین متغیرها را با درنظرگرفتن بازار نفت از هر دو دیدگاه طرف عرضه و تقاضا نشان می‌دهد.

۲-۳. نوآوری پژوهش

با وجود گستره و عمق پژوهش‌ها درباره رابطه بین قیمت نفت و بازار سهام در کشورهای مختلف، سهم اصلی این مطالعه در ادبیات موجود دو جنبه اساسی دارد:

۱) ارزیابی تأثیر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران؛

۲) طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام با استفاده از الگوی رگرسیون پروبیت[7] برای شناسایی احتمال وقوع حباب‌های قیمتی.

تا آنجا که بر دانش نویسندگان متکی است، تاکنون پژوهشی جامع با تمرکز هم‌زمان بر این دو محور در ایران انجام نشده است. ازاین‌رو، این مطالعه می‌کوشد شکاف موجود در ادبیات را پر کرده و شواهدی تجربی در زمینه اثرپذیری بازار سهام ایران از تحولات نفتی و نقش آن در بروز عدم تعادل‌های قیمتی ارائه دهد. بر این اساس، فرضیه‌های پژوهش به شرح زیر تدوین شده‌اند:

۱) بازار سهام ایران در دوره‌های زمانی مختلف حباب قیمتی داشته است؛

۲) اعلامیه‌های اجلاس اوپک باعث افزایش احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی در بازار سهام ایران می‌شوند؛

۳) امکان طراحی سیستم هشدار سریع برای شناسایی حباب بازار سهام وجود دارد.

---

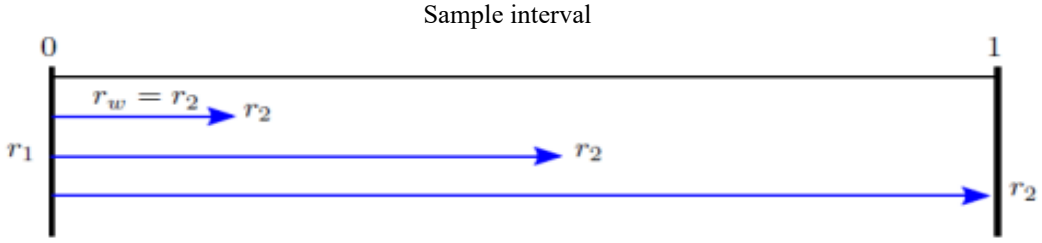
1. Diaz et al. (2016)
2. The Group of Seven (G7)
3. Bai et al. (2021)
4. Magazzino et al. (2023)
5. Time-Varying Granger causality
6. Structural Vector Autoregression (SVAR)
7. The Probit Regression

۳. روش‌شناسی پژوهش

در مطالعه حاضر، برای شناسایی و تعیین زمان حباب‌ها در بازار سهام طی دوره زمانی ۱۱-۱۴۰۱:۱-۱۳۹۰، از روش فیلیپس و همکاران[1] (۲۰۱۴) بهره گرفته شده است، همچنین، جهت طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام از الگوی پروبیت استفاده شده است.

۳-۱. شناسایی حباب‌های چندگانه

آزمون‌های ریشه واحد، به‌تنهایی توانایی لازم را برای شناسایی حباب‌های انفجاری که به‌صورت متناوب فرومی‌پاشند ندارند (Evans, 1991). فیلیپس و یو (۲۰۱۱)[2] آزمون ریشه واحد راست دنباله تکراری با نام آزمون ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته[3]را معرفی کردند که مبتنی بر محاسبات بازگشتی از آماره‌های دیکی - فولر تعمیم‌یافته[4] بوده و در آن نقطه شروع ثابت است؛ همچنین یک پنجره با طول در حال افزایش دارد که اندازه اولیه آن توسط محقق تنظیم می‌گردد (توحیدی، ۱۴۰۰). شکل (۱) فرایند برآورد را نشان می‌دهد.



[r_0, 1] Set r_1=0, r_2∈
Used fixed initialization window [r_1, r_2]

شکل ۱: فرآیند آزمون سوپرمیم دیکی - فولر تعمیم‌یافته

منبع: فیلیپس و همکاران (۲۰۱۱)

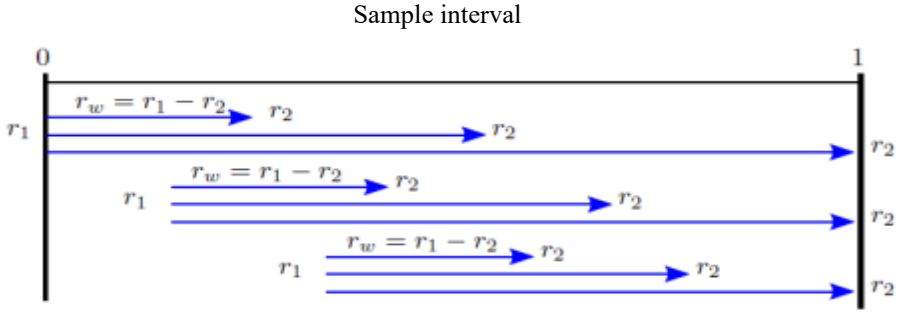
در این رویکرد، مشاهده اول در نمونه به‌عنوان نقطه آغاز پنجره برآورد ($r_1 = 0$) تعیین شده است. نقطه انتهایی پنجره برآورد اولیه (r_2)، بر اساس حداقل اندازه پنجره (r_0) تنظیم و بنابراین اندازه پنجره اولیه ($r_w =$ r_2) است. پس از آن، رگرسیون به‌صورت بازگشتی برآورد می‌شود؛ در شرایطی که اندازه پنجره در هر زمان، یک مشاهده در حال افزایش می‌باشد. هر برآورد، یک آماره ADF ارائه می‌دهد (ADF_{r2}). در نهایت، برآورد بر اساس کل نمونه انجام خواهد شد (r_2=۱ و آماره آن $ADFr_1$ است). آماره SADF به‌صورت ذیل تعریف می‌گردد:

$$SADF\ (r_0) = sup\ \{ADFr_2\}\ \ r_2 \in [\ r_0\ ,\ 1] \qquad (۲)$$

چنانچه دوره نمونه شامل دوره‌های متعدد رکود و رونق باشد، آزمون SADF از کارایی لازم جهت شناسایی حباب‌ها برخوردار نیست. در این راستا، فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) یک آزمون ریشه واحد راست دنباله تکراری

1. Phillips et al. (2014)
2. Yu (2011)
3. Supremum Augmented Dickey-Fuller (SADF)
4. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

با نام آزمون قوی ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] معرفی کردند که علاوه بر شناسایی حباب‌های قیمتی در بازارهای مالی، امکان تعیین زمان دقیق شروع و پایان آن را فراهم می‌کند. این رویکرد تکراری، شکل توسعه‌یافته رویکرد فیلیپس و یو (۲۰۱۱) است که در آن پنجره داده‌های انتخاب شده بزرگ‌تر می‌شود؛ همچنین نقطه شروع پنجره یک مشاهده به جلو انتقال می‌یابد (شکل ۲).



شکل ۲: فرآیند آزمون قوی سوپرمیم دیکی- فولر تعمیم‌یافته

منبع: فیلیپس و همکاران (۲۰۱۵)

$$GSADF\ (r_0) = sup\ \{ADF_{r_1}^{r_2}\} \qquad \begin{matrix} r_2 \in [\ r_0\ ,\ 1] \\ r_1 \in [\ 0,\ r_2 - r_0\ ] \end{matrix} \qquad (۳)$$

برای شناسایی دوره‌های شروع و پایان هر حباب، فیلیپس و همکاران (۲۰۱۴) از توالی‌های نمونه‌ای تعمیم‌یافته بازگشتی استفاده کرده‌اند. در این رویکرد، نقطه شروع (r_1) بین متحرک $[0, r_2 - r_0]$ و نقطه پایان در (r_2) ثابت است:

$$BADF_{r_1}^{r_2} \quad 0 \leq r_1 \leq r_2 - r_0 \qquad (۴)$$

بنابراین، آماره GSADF بازگشتی مقدار سوپریمم توالی آماره دیکی - فولر تعمیم‌یافته عبارت است از:

$$\text{GSADF (r0)} = \sup\ \{\text{BSADF}r_2(r_0)\} \qquad r_2 \in [\ r_0\ ,\ 1] \qquad (۵)$$

محاسبه دنباله آماره آزمون سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته بازگشتی (عقب‌گرد)[2] با به‌کارگیری آزمون ADF راست دنباله بازگشتی نمونه و مقایسه آن با مقادیر بحرانی محاسبه شده به روش مونت‌کارلو قابل‌انجام است. یک پنجره حداقلی برای برآورد مدل با اندازه $r_{w_0} = r_2 - r_1 + 1$ تعریف می‌شود؛ با آغاز از اولین مشاهده تا مشاهده $r_2 - r_{w_0} + 1$ و نشان‌دادن BSADF_{r_2} به‌عنوان مقدار سوپریمم آماره‌های ADF حاصل از رگرسیون بازگشتی قبلی نسبت به $r_1 \in [1, r_2 - r_{w_0} + 1]$ و نقطه پایانی ثابت r_2، داریم:

$$BSADF_{r_2} = sup\ \{ADF_{r_1,r_2}\} \qquad \text{r}_1 \in [1, \text{r}_2 - \text{r}_{\text{w}_0} + 1] \qquad (۶)$$

با تغییر نقطه پایانی از r_{w_0} تا آخرین مشاهده، دنباله‌ای از آماره‌های BSADF حاصل می‌شود. در این چارچوب، تاریخ‌های شروع و پایان حباب به‌صورت ذیل استخراج می‌گردد:

$$\widehat{r_{1e}} = inf_{r_2 \in [r_{w_0}, T]}\{r_2 : BSADF_{r_2} > cv_{r_2}^{\beta}\} \qquad (۷)$$

1. Generalized Supremum Augmented Dickey-Fuller (GSADF)
2. Backward Sup ADF Test (BSADF)

$$\widetilde{r_{1f}} = inf_{r_2 \in [\widetilde{r_{1e}}+h,T]}\left\{r_2 : BSADF_{r_2} < cv_{r_2}^{\beta}\right\} \quad (۸)$$

که در آن $cv_{r_2}^{\beta}$ مقدار بحرانی در سطح اطمینان β درصد آماره BSADF است. بر اساس این آزمون، یک متغیر y_t تعریف می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} 0, & BSADF_{r_2,t} < cv_{r_2,t}^{\beta} \\ 1, & BSADF_{r_2,t} > cv_{r_2,t}^{\beta} \end{cases} \quad (۹)$$

براین‌اساس متغیر y در دوره t مقدار ۱ می‌گیرد اگر در زمان t حباب شناسایی شود و در غیر این صورت y برابر صفر است؛ بنابراین متغیر y نشان‌دهنده دوره‌هایی خواهد بود که در بازار سهام ایران حباب قیمتی وجود داشته است. به‌عبارت‌دیگر، تاریخ شروع (پایان) هر حباب متناظر با اولین تاریخی است که آماره BSADF بزرگ‌تر (کوچک‌تر) از مقدار بحرانی گردد.

۳-۲. عوامل مؤثر بر تشکیل حباب قیمتی و اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک

برای برآورد اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر احتمال شکل‌گیری حباب در بازار سهام ایران از مدل رگرسیون زیر استفاده می‌شود:

$$P\{y_t = 1 | x_t, z_t\} = \alpha_1 + \beta_1 x_t^{opec} + \beta_2 z_t^{macro} + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

که z_t^{macro} متغیرهای مستقل اقتصاد کلان و x_t^{opec} متغیرهای اعلامیه‌های اجلاس اوپک است. جدول (۱) تاریخچه اعلامیه‌های اوپک را در جهت تغییرات تولید نشان می‌دهد. نمودار سری زمانی متغیرهای الگو در شکل (۳) ارائه شده است.

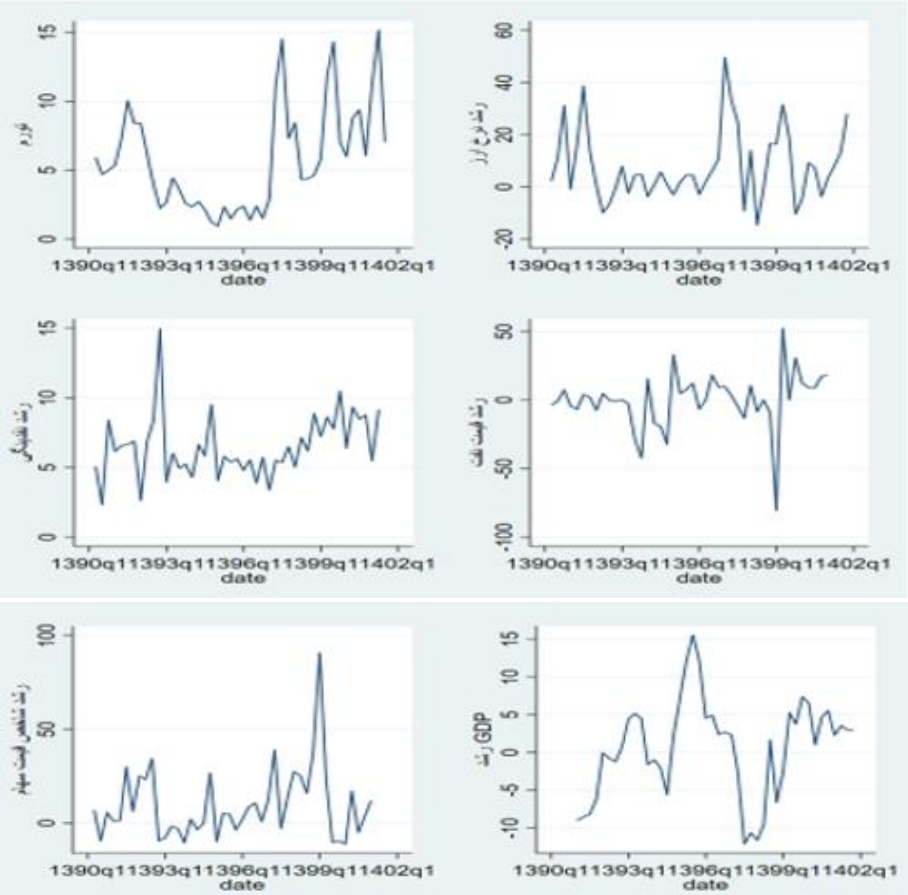
جدول ۱: تاریخچه اعلامیه‌های اوپک

تاریخچه اعلامیه افزایش تولید اوپک	تاریخچه اعلامیه کاهش تولید اوپک
2018Q2	2016Q3 2016Q3 2018Q4 2019Q4 2020Q1 2020Q2

نکته: در سایر تاریخ‌ها بیانیه حفظ سطح تولید اعلان شده است.

منبع: یافته‌های پژوهش

برای نشان‌دادن اعلامیه‌های اجلاس اوپک نیز ۳ متغیر مجازی تعریف می‌شود. متغیر اول اعلامیه‌های مبتنی بر افزایش تولید اوپک، متغیر دوم، اعلامیه‌های مبتنی بر ثبات سطح تولید اوپک و متغیر سوم، اعلامیه‌های مبتنی بر کاهش سطح تولید اوپک است که در صورت داشتن اعلامیه این متغیر مقدار یک در غیر این صورت مقدار صفر می‌گیرد. قابل‌ذکر است در پژوهش حاضر جهت برآورد الگوی پروبیت از اطلاعات و داده‌های با تواتر ماهانه طی فروردین ۱۳۹۰ تا بهمن ۱۴۰۱ استفاده شده است. کلیه اطلاعات و ارقام پژوهش، از سایت‌های دبیرخانه اوپک، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بورس اوراق‌بهادار تهران اخذ شده است.



شکل ۳: سری زمانی متغیرهای الگو به‌صورت فصلی

منبع: یافته‌های پژوهش

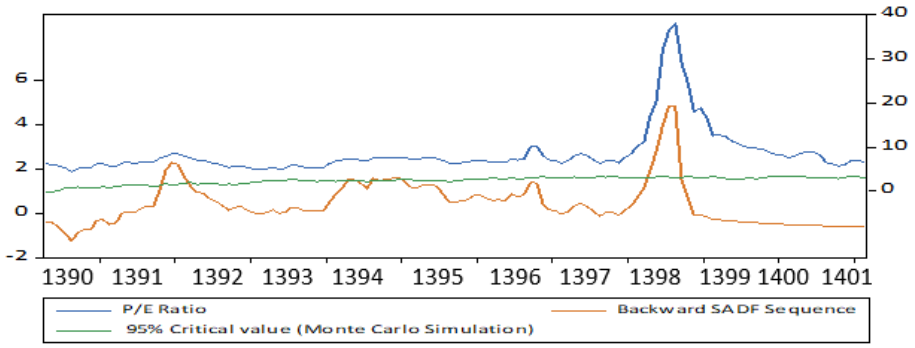
۴. یافته‌های پژوهش

در این بخش، ابتدا دوره‌های حبابی توسط آزمون قوی ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF) شناسایی، و پس از آن، از رگرسیون پروبیت برای تحلیل عوامل اقتصادی مؤثر بر بروز حباب در بازار سهام ایران استفاده می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، هدف آن است که یک سامانه هشدار زودهنگام برای پیش‌بینی وقوع حباب در بازار سهام طراحی و برآورد گردد. در نهایت، برای ارزیابی اثرات اعلامیه‌های اوپک بر احتمال بروز حباب در بازار سهام، با افزودن متغیرهای مربوطه اثرات اعلامیه‌های اوپک برآورد خواهند شد.

۴-۱. شناسایی و زمان‌بندی حباب‌های بازار سهام

به‌منظور شناسایی دوره‌های حبابی، آزمون ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF) بر روی سری زمانی ماهانه متغیر نسبت قیمت به درآمد (P/E) بازار سهام ایران در فاصله زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی بهمن ۱۴۰۱ اجرا شده است. بر اساس روش GSADF پس از اجرای آزمون، برای تشخیص دوره‌های حبابی باید دنباله آماره BSADF را با دنباله مقادیر بحرانی آزمون که از طریق شبیه‌سازی حاصل می‌شوند مقایسه کرد (لازم به

ذکر است در این پژوهش شبیه‌سازی مونت‌کارلو با ۱۰۰۰ مرتبه تکرار برای محاسبه مقادیر بحرانی انجام شده است). هرگاه مقدار آماره BSADF از مقدار بحرانی در یک دوره موردنظر بیشتر شده باشد، حباب ایجاد شده است و متعاقباً هرگاه در دوره‌های بعد مقدار آماره از مقدار بحرانی کمتر شود، حباب از بین رفته است. در شکل (۴) نتیجه اجرای آزمون GSADF در دوره زمانی نمونه پژوهش گزارش شده است.



شکل ۴: آزمون GSADF و شناسایی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در دوره‌های زمانی مختلفی مقادیر آماره آزمون از مقادیر بحرانی (در سطح اطمینان ۹۵ درصدی) بیشتر بوده و بعضاً تا چند دوره نیز زمان بوده تا حباب شکل گرفته از بین برود. جدول (۲) نشان‌دهنده دوره‌های زمانی است که این وضعیت را داشته‌اند؛ بنابراین بازار سهام ایران در ماه‌های شناسایی شده مطابق آزمون GSADF دارای حباب قیمتی بوده و قیمت‌گذاری سهام (P) منطبق با ارزش بنیادی (E) آن‌ها نبوده است.

جدول ۲: دوره‌های زمانی همراه با حباب در بازار سهام ایران

ردیف	تاریخ	ردیف	تاریخ	ردیف	تاریخ	ردیف	تاریخ
۱	آذر ۱۳۹۲	۵	اردیبهشت ۱۳۹۵	۹	آبان ۱۳۹۵	۱۳	خرداد ۱۳۹۹
۲	دی ۱۳۹۲	۶	خرداد ۱۳۹۵	۱۰	آذر ۱۳۹۵	۱۴	تیر ۱۳۹۹
۳	بهمن ۱۳۹۲	۷	شهریور ۱۳۹۵	۱۱	دی ۱۳۹۵	۱۵	مرداد ۱۳۹۹
۴	اسفند ۱۳۹۲	۸	مهر ۱۳۹۵	۱۲	اردیبهشت ۱۳۹۹	۱۶	شهریور ۱۳۹۹

منبع: یافته‌های پژوهش

فراوانی دوره‌های حبابی در دوره زمانی پژوهش نیز در جدول (۳) ارائه شده است. از ۱۳۱ ماه که مقدار آماره آزمون و مقادیر بحرانی برای آن‌ها محاسبه شده است (به دلیل عقب‌گرد و خود رگرسیون بودن آزمون برای ۱۲ ماه ابتدای نمونه آماره آزمون را نمی‌توان محاسبه کرد) ۱۱۵ ماه عادی و ۱۶ ماه دارای حباب شناسایی‌شده‌اند که به ترتیب ۸۷/۸ درصد و ۱۲/۲ درصد نمونه (با داده‌های ماهانه) را تشکیل می‌دهند.

جدول ۳: فراوانی دوره‌های حبابی در دوره زمانی پژوهش

وضعیت	تعداد دوره (ماه)	درصد	تعداد دوره (فصل)	درصد
عادی	۱۱۵	۸۷/۷۹	۳۷	۸۴/۰۹
حبابی	۱۶	۱۲/۲۱	۷	۱۵/۹۱
جمع	۱۳۱	۱۰۰	۴۴	۱۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از شناسایی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران، متغیر حباب را می‌توان تعریف نمود که یک متغیر مجازی (صفر و یک) است. باتوجه‌به اینکه برخی از متغیرهای اقتصاد کلان با تواتر فصلی در دسترس هستند (نظیر رشد نقدینگی)، رگرسیون‌های پروبیت با استفاده از داده‌های فصلی برآورد خواهند شد. ازاین‌رو لازم است متغیر حباب نیز به‌صورت فصلی ساخته شود. به این منظور درصورتی‌که هر کدام از ۳ ماه یک فصل طبق آزمون GSADF حبابی تشخیص داده شوند، برای آن فصل مقدار یک لحاظ خواهد شد و در غیر این صورت (هیچ‌کدام از ۳ ماه حبابی نباشند) متغیر حباب مقدار صفر خواهد گرفت؛ بنابراین درصورتی‌که به طور فصلی به داده‌ها نگاه شود، ۳۷ فصل عادی و ۷ فصل حبابی در دوره نمونه وجود دارند (جدول ۳).

۴-۲. برآورد الگوی پژوهش

در این پژوهش، باهدف شناسایی عوامل اقتصادی پیش‌بینی‌کننده احتمال وقوع حباب در بازار سهام ایران، و همچنین بررسی اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی در بازار سهام از یک الگوی پروبیت استفاده شده است. جدول (۴) متغیرهای مورد استفاده در الگو را معرفی کرده است.

جدول ۴: معرفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

نام متغیر	تعریف عملیاتی
قیمت نفت	قیمت تک محموله‌ای نفت خام سبک ایران را نشان می‌دهد.
شاخص قیمت سهام	شاخص قیمت سهام (TEPIX) میانگین وزنی نسبت‌های قیمتی سهام با وزنی برابر ارزش سهام در زمان پایه که باتوجه‌به شاخص قیمتی لاسپیرز به به دست می‌آید.
نرخ ارز	نرخ برابری دلار با ریال در بازار غیررسمی (آزاد) ارز.
نرخ تورم	درصد تغییرات شاخص کل بهای کالا و خدمات مصرفی در یک سال نسبت به سال قبل.
رشد نقدینگی	منظور از نقدینگی مجموع حجم پول و شبه‌پول است.
رشد تولید ناخالص داخلی	درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه (۱۳۹۵) و قیمت ثابت در یکسال نسبت به سال قبل.

منبع: دبیرخانه اوپک، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بورس اوراق بهادار تهران.

تحلیل آمار توصیفی متغیرهای بالقوه، دارای قدرت پیش‌بینی در دوره‌های حبابی و دوره‌های عادی است. در جدول (۵) این آمار توصیفی گزارش شده است. همان‌طور که از جدول مشخص است در دوره‌های حبابی میانگین رشد تورم و انحراف معیار آن نسبت به دوره‌های عادی کمتر است. همچنین مقدار حداکثر و حداقل تورم وقوع یافته در دوره‌های عادی بزرگ‌تر از مقدار حداکثر و حداقل تورمی است که در دوره‌های حبابی تحقق یافته است.

همین وضعیت برای متغیر رشد نرخ ارز نیز برقرار است. به‌عبارت‌دیگر مطابق آمار توصیفی می‌توان چنین استنباط کرد که در دوره‌های حبابی، رشد نرخ ارز و تورم کمتر از وضعیت‌های عادی بوده است. در مقابل، وضعیت دیگر متغیرها، شامل رشد شاخص سهام، رشد نقدینگی، رشد قیمت نفت و رشد تولید ناخالص داخلی، متفاوت است. به‌گونه‌ای که در دوره‌های حبابی متوسط رشد این متغیرها و دامنه تغییرات آن‌ها بیشتر از دوره‌های عادی بازار سهام بوده است. به‌عبارت‌دیگر در خصوص متغیرهای مذکور می‌توان این فرضیه را در نظر داشت که به طور متوسط در دوره‌های حبابی بازار سهام، رشد این متغیرها بیشتر از دوره‌های عادی بوده است.

جدول ۵: آمار توصیفی متغیرهای الگو

متغیر	میانگین		انحراف معیار		حداکثر		حداقل	
	دوره‌های عادی	دوره‌های حبابی	دوره‌های عادی	دوره‌های حبابی	دوره‌های عادی	دوره‌های حبابی	دوره‌های عادی	دوره‌های حبابی
نرخ تورم	۶/۱۰	۴/۰۸	۳/۸۹	۳/۷۹	۱۵/۱۶	۱۱/۸۴	۱/۲۳	۰/۹۳
رشد نرخ ارز	۷/۵۲	۶/۲۵	۱۳/۸۱	۱۳/۳۱	۴۹/۵۴	۳۱/۴۴	−۱۴/۷۱	−۶/۸۳
رشد شاخص قیمت سهام	۷/۹۵	۱۹/۷۲	۱۴/۱۲۷	۳۵/۲۱	۳۸/۸۳	۹۰/۷۰	−۱۱/۲۴	−۹/۹۵
رشد نقدینگی	۶/۳۲	۷/۷۷	۱/۸۳	۳/۵۶	۱۰/۴۸	۱۴/۹۴	۲/۶۲	۴/۰۶
رشد قیمت نفت	−۰/۵۳	۲/۲۲	۱۵/۳۵	۴۱/۵۱	۳۰/۷۷	۵۲/۳۰	−۴۲/۳۰	−۸۰/۵۵
رشد GDP	−۰/۲۳	۵/۳۲	۶/۰۵	۶/۸۳	۱۲/۱۵	۱۵/۵۵	−۱۲/۱۱	−۲/۵۲

* نکته: رشد متغیرها به‌صورت فصلی محاسبه شده است.

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور اطمینان از عدم رگرسیون کاذب، آزمون ریشه واحد فصلی هگی[1] برای ۶ سری زمانی متغیرهای پژوهش انجام، و نتایج آن در جدول (۶) ارائه شده است. مقدار آماره آزمون برای همه متغیرها از مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگ‌تر بوده که حاکی از فقدان ریشه واحد در فرایند آن‌هاست.

جدول ۶: آزمون ریشه واحد فصلی هگی

متغیر	فرکانس‌های فصلی		تمام فرکانس‌ها	
	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵ درصدی	آماره آزمون	مقدار بحرانی ۵ درصدی
رشد سطح عمومی قیمت‌ها (تورم)	۷/۳۳	۵/۷۵	۵/۶۳	۴/۸۸
رشد نرخ ارز	۱۲/۱۸		۱۲/۷۰	
رشد شاخص قیمت سهام	۱۱/۵۷		۹/۵۰	
رشد نقدینگی	۶/۷۷		۵/۱۲	
رشد قیمت نفت	۸/۶۲		۸/۵۱	
رشد تولید ناخالص داخلی	۲۱/۶۶		۲۲/۸۶	

منبع: یافته‌های پژوهش

1. HEGY Seasonal Unit Root Test (Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990)).

در جدول (۷) برآورد سه رگرسیون با استفاده از الگوی پروبیت گزارش شده است. رگرسیون ۱ تنها شامل متغیرهای اقتصادی بوده، درحالی‌که در رگرسیون ۲ متغیر مجازی بیانیه کاهش تولید اوپک و در رگرسیون ۳ متغیر مجازی بیانیه حفظ تولید اوپک به رگرسیون ۱ افزوده‌شده‌اند. لازم به ذکر است، به دلیل اینکه در دوره زمانی نمونه تحقیق تنها یک‌مرتبه بیانیه اجلاس اوپک مبتنی بر افزایش تولید بوده است، ازاین‌رو افزودن این متغیر به رگرسیون‌های پروبیت امکان‌پذیر نخواهد بود. زیرا به دلیل اینکه این متغیر تنها در یکی از دوره‌های حبابی یا عادی مقدار یک می‌گیرد، مشکل تفکیک شبه-کامل[1] بروز می‌یابد. بنابراین تنها ارزیابی اثر اعلامیه‌های کاهش تولید و حفظ تولید مقدور بوده است. از آنجا که هدف پژوهش حاضر، طراحی یک الگوی هشدار زودهنگام و پیش‌بینی‌کننده احتمال بروز حباب قیمتی است، شاخص‌های اقتصادی با وقفه در رگرسیون تعریف‌شده‌اند تا به این ترتیب با اطلاعات موجود تا دوره فعلی بتوان احتمال بروز حباب قیمتی در دوره بعدی را برآورد و پیش‌بینی کرد. لازم به ذکر است که وقفه‌های مختلف متغیرها نیز در رگرسیون‌ها افزوده و حذف شده تا نهایتاً بر مبنای بهترین نتایج حاصل (بیشترین معنی‌داری) وقفه‌هایی که در جدول (۷) گزارش‌شده، انتخاب‌شده‌اند.

جدول ۷: نتایج برآورد رگرسیون پروبیت

متغیرهای مستقل		رگرسیون ۱	رگرسیون ۲	رگرسیون ۳
تورم (وقفه ۱)	ضریب	-۲/۰۹	-۱/۹۳	-۱/۹۱
	ارزش احتمال	۰/۰۱۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶
رشد نرخ ارز (وقفه ۱)	ضریب	-۰/۲۵	-۰/۰۰۲	۰/۰۶
	ارزش احتمال	۰/۰۸	۰/۹۰۲	۰/۳۶۲
رشد نرخ ارز (وقفه ۲)	ضریب	-۰/۰۸	-۰/۰۹	-۰/۰۸
	ارزش احتمال	۰/۱۲۵	۰/۱۱۸	۰/۱۳۵
رشد شاخص قیمت سهام (وقفه ۱)	ضریب	۰/۵۵	۰/۴۸	۰/۴۶
	ارزش احتمال	۰/۰۱۹	۰/۰۰۷	۰/۰۰۶
رشد نقدینگی (وقفه ۱)	ضریب	۱/۳۱	۰/۷۷	۰/۶۵
	ارزش احتمال	۰/۰۲۳	۰/۰۱۵	۰/۰۰۹
رشد قیمت نفت (وقفه ۱)	ضریب	۰/۳۲	۰/۰۵	-۰/۰۱۹
	ارزش احتمال	۰/۰۳۵	۰/۱۳۵	۰/۵۷۳
رشد تولید ناخالص داخلی (وقفه ۱)	ضریب	۰/۴۸	۰/۹۰۴	۱/۰۲
	ارزش احتمال	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۱
رشد تولید ناخالص داخلی (وقفه ۳)	ضریب	-۰/۲۳	-۰/۵۴	-۰/۶۴
	ارزش احتمال	۰/۰۵	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵
بیانیه کاهش تولید اوپک (وقفه ۱)	ضریب	-	-۷/۲۹	-
	ارزش احتمال	-	۰/۰۲۲	-
بیانیه حفظ تولید اوپک (وقفه ۱)	ضریب	-	-	۹/۰۰
	ارزش احتمال	-	-	۰/۰۳۷
عرض از مبدأ	ضریب	-۱۳/۰۳	-۶/۲۵	-۱۳/۸۴
	ارزش احتمال	۰/۰۲۲	۰/۰۰۴	۰/۰۱۲

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Quasi-complete separation

پیش از تفسیر ضرایب و نتایج به‌دست‌آمده، صحت تصریح رگرسیون‌ها با استفاده از آزمون‌های مربوطه قابل بررسی است. در جدول (۸) نتایج آزمون‌های تشخیصی خوبی برازش رگرسیون‌های پروبیت ارائه‌شده‌اند. آزمون والد معناداری کلی رگرسیون را آزمون می‌کند که مشابه آماره F در رگرسیون‌های معمولی است. آماره آزمون، توزیع کای-دو دارد و اگر ارزش احتمال متناظر آن کمتر از ۰/۰۵ باشد، رگرسیون در سطح اطمینان ۹۵ درصدی معنادار است. شبه ضریب تعیین مقدار لگاریتم راست‌نمایی رگرسیون برآورد شده را با لگاریتم راست‌نمایی یک رگرسیون بدون متغیرهای توضیحی و تنها دارای عرض از مبدأ مقایسه می‌کند و هرچه این مقدار بزرگ‌تر باشد خوبی برازش الگو بیشتر است. آزمون هاسمر-لمشو[1] نیز آزمون دیگر خوبی برازش است که از طریق مقایسه مقادیر پیش‌بینی شده و مقادیر واقعی متغیر وابسته در الگوهای گسسته، خوبی برازش الگوها را ارزیابی می‌کند. ارزش احتمال متناظر آماره این آزمون اگر بزرگ‌تر از ۰/۰۵ شود برازش الگو در سطح اطمینان ۹۵ درصدی قابل قبول است. بنابراین، معیارهای ارائه‌شده، خوبی برازش هر سه رگرسیون پروبیت برآورد شده را تأیید می‌کنند.

جدول ۸: آزمون‌های تشخیص خوبی برازش

معیارهای برازش	رگرسیون ۱	رگرسیون ۲	رگرسیون ۳
آماره والد (کای – دو) [ارزش احتمال]	۳۴/۷۰ [۰/۰۰۰]	۴۷/۲۴ [۰/۰۰۰]	۳۶/۱۶ [۰/۰۰۰]
آماره آزمون هاسمر – لمشو [ارزش احتمال]	۰/۳۱ [۱/۰۰۰]	۰/۴۰ [۰/۹۹۹]	۰/۴۱ [۰/۹۹۹]
شبه ضریب تعیین	۰/۷۸	۰/۸۰	۰/۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش

یکی دیگر از روش‌های ارزیابی الگوی پروبیت محاسبه معیارهای دقت طبقه‌بندی است. به این صورت که با محاسبه معیارهای حساسیت، تشخیص و دقت، عملکرد الگوی برآورد شده در تشخیص دوره‌های حبابی ارزیابی شود. معیار حساسیت نشان می‌دهد چند درصد از دوره‌هایی که الگو به‌عنوان دوره‌های حبابی شناسایی نموده، در واقعیت نیز حبابی بوده‌اند. در مقابل، معیار تشخیص نشان می‌دهد چند درصد از دوره‌هایی که الگو به‌عنوان دوره‌های عادی شناسایی نموده در واقعیت حبابی نبوده‌اند، یعنی الگو به درست تشخیص داده است. نهایتاً معیار دقت نیز همان‌طور که مشخص است درصد پیش‌بینی صحیح الگو را نشان می‌دهد. جدول ۹ نشان می‌دهد که هر سه رگرسیون عملکرد مناسبی در طبقه‌بندی دوره‌های حبابی و عادی دارند.

جدول ۹: معیارهای طبقه‌بندی

معیارها	رگرسیون ۱	رگرسیون ۲	رگرسیون ۳
نقطه برش (cutoff)	۵۰ درصد		
حساسیت	۸۵/۷۱	۸۵/۷۱	۸۵/۷۱
تشخیص	۹۶/۸۸	۹۶/۸۸	۹۶/۸۸
دقت	۹۴/۸۷	۹۴/۸۷	۹۴/۸۷

* نقطه برش مقداری است که اگر احتمال برآوردی در یک دوره بیشتر از آن شود، آن دوره متناظر به‌عنوان دوره حبابی تشخیص داده می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Hosmer-Lemeshow

رگرسیون پروبیت بر مبنای یک شاخص Z-score تعریف می‌شود که ضرایب رگرسیون پروبیت (جدول ۷) نیز نشان‌دهنده تغییر در Z-score به‌ازای یک واحد تغییر در متغیرهای توضیحی هستند؛ بنابراین برای تفسیر بهتر و مقداری نمودن اثرات متغیرهای مستقل بر احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی لازم است اثرات نهایی متغیرها محاسبه شوند. ازاین‌رو در جدول (۱۰)، اثرات نهایی در رگرسیون پروبیت ارائه شده است.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش یک‌درصدی نرخ تورم و با فرض ثبات سایر شرایط، احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی در دوره بعدی به میزان ۱۱ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، یک‌درصد افزایش در رشد نرخ ارز موجب کاهش ۱/۳ درصدی احتمال بروز حباب می‌شود. در مقابل، نتایج مربوط به شاخص قیمت سهام حاکی از آن است که رشد یک‌درصدی این شاخص احتمال شکل‌گیری حباب را ۲/۹ درصد افزایش می‌دهد. در خصوص نقدینگی، شواهد بیانگر آن است که افزایش یک‌درصدی رشد نقدینگی به ۶/۹ درصد افزایش احتمال بروز حباب قیمتی منجر می‌شود. علاوه بر این، رشد یک‌درصدی قیمت جهانی نفت و تولید ناخالص داخلی به ترتیب احتمال شکل‌گیری حباب را ۱/۷ درصد و ۲/۶ درصد افزایش می‌دهد. در میان متغیرهای مذکور، رشد نقدینگی بیشترین اثر مثبت و تورم بیشترین اثر منفی را بر بروز حباب‌های قیمتی دارند. از منظر متغیرهای مرتبط با تصمیمات اوپک، نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که ضرایب مربوط به بیانیه‌های کاهش تولید در الگوی پروبیت منفی، و ضرایب مربوط به بیانیه‌های حفظ تولید مثبت و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. این امر نشان می‌دهد که تغییرات در سیاست‌های تولید اوپک می‌تواند به‌طور مستقیم بر شکل‌گیری یا مهار حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران اثرگذار باشد. درنهایت، نتایج حاصل از سیستم هشدار زودهنگام طراحی‌شده نشان می‌دهد که این الگو توانایی تشخیص ۹۴ درصدی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران را داراست (جدول ۹). این میزان دقت حاکی از کارایی و قابلیت اطمینان بالای الگوی پیشنهادی در پیش‌بینی شرایط بحرانی بازار است.

جدول ۱۰: اثرات نهایی متغیرهای مستقل بر احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی

متغیر مستقل	رگرسیون پروبیت ۱	رگرسیون پروبیت ۲	رگرسیون پروبیت ۳
تورم (وقفه ۱)	-۰/۱۱	-۰/۰۹۵	-۰/۰۹۳
رشد نرخ ارز (وقفه ۱)	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۲
رشد نرخ ارز (وقفه ۲)	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴
رشد شاخص قیمت سهام (وقفه ۱)	۰/۰۲۹	۰/۰۲۳	۰/۰۲۳
رشد نقدینگی (وقفه ۱)	۰/۰۶۹	۰/۰۳۸	۰/۰۳۲
رشد قیمت نفت (وقفه ۱)	۰/۰۱۷	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۰۹
رشد تولید ناخالص داخلی (وقفه ۱)	۰/۰۲۶	۰/۰۴۴	۰/۰۵۰
رشد تولید ناخالص داخلی (وقفه ۳)	-۰/۰۱۳	-۰/۰۲۷	-۰/۰۳۱
بیانیه کاهش تولید اوپک (وقفه ۱)	-	-۰/۳۵۹	-
بیانیه حفظ تولید اوپک (وقفه ۱)	-	-	۰/۴۴

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف مطالعه حاضر، ابتدا ارزیابی اثر اعلامیه‌های اجلاس اوپک بر شکل‌گیری حباب در بازار سهام ایران؛ و سپس طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام با استفاده از الگوی رگرسیون پروبیت است؛ که بر اساس دانش نویسندگان، تاکنون مطالعه‌ای در رابطه با موضوع نشده است. در این راستا، به‌منظور شناسایی دوره‌های حبابی، روش آزمون ریشه واحد سوپریمم دیکی فولر تعمیم‌یافته (GSADF) بر روی سری زمانی ماهانه متغیر نسبت قیمت به درآمد (P/E) بازار سهام ایران در فاصله زمانی فروردین ۱۳۹۰ الی بهمن ۱۴۰۱ اجرا شد. نتایج این مطالعه نشان داد که درصورتی‌که به طور فصلی به داده‌ها نگاه شود، ۳۷ فصل عادی و ۷ فصل حبابی در دوره نمونه وجود دارند (جدول ۳). مطابق این نتیجه می‌توان استنباط کرد که بازار سهام ایران دوره‌های حبابی داشته است و فرضیه اول پژوهش پذیرفته می‌شود. یافته‌های این بخش با نتایج مطالعات نوروزی و همکاران (۱۴۰۱) و قلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۰) سازگار است.

جهت نیل به اهداف الگو، سه رگرسیون با استفاده از الگوی پروبیت برآورد و نتایج آن در جدول (۷) گزارش شده است. رگرسیون ۱ تنها شامل متغیرهای اقتصادی بوده، درحالی‌که در رگرسیون ۲ متغیر مجازی بیانیه کاهش تولید اوپک و در رگرسیون ۳ متغیر مجازی بیانیه حفظ تولید اوپک به رگرسیون ۱ افزوده‌شده‌اند. لازم به ذکر است، به دلیل اینکه در دوره زمانی نمونه تحقیق تنها یک‌مرتبه بیانیه اجلاس اوپک مبتنی بر افزایش تولید بوده است، ازاین‌رو افزودن این متغیر به رگرسیون‌های پروبیت امکان‌پذیر نخواهد بود. نتایج نشان داد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، اعلامیه‌های کاهش و حفظ سطح تولید توسط اجلاس اوپک، به ترتیب کاهش و افزایش احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی را به دنبال دارد؛ و فرضیه دوم پژوهش پذیرفته نمی‌شود؛ بنابراین می‌توان چنین استدلال کرد با اعلامیه‌های اوپک، انتظاراتی در فعالان بازار شکل می‌گیرد که این انتظارات نیز به تغییر در نرخ تنزیل ذهنی برای تنزیل جریان وجوه نقد آتی سهام و یا خود ارزش جریان وجوه نقد آتی انتظاری منجر می‌شود. از دیگر سوء، اعلامیه حفظ سطح تولید اوپک می‌تواند این انتظارات را در فعالان بازار تحریک کند که وضعیت بازار نفت و صادرات آن مطلوب کشورهای صادرکننده نفت است و چشم‌انداز مثبتی از صادرات نفتی وجود دارد که اوپک قصد حفظ سطح تولید خود را دارد. در این حالت با انتظار بهبود وضعیت اقتصادی و درآمد ملی، ارزش انتظاری آتی سهام بیش از آنچه فاکتورهای بنیادی اقتصاد منعکس می‌کنند افزایش و احتمال شکل‌گیری حباب قیمتی رشد کند. در نهایت، الگوی پروبیت طراحی شده در این پژوهش، از دقت ۹۴ درصدی در پیش‌بینی دوره‌های حبابی بازار سهام ایران برخوردار است (جدول ۹).

برازش مناسب الگوی پروبیت برآوردی با استفاده از آزمون‌های والد، شبه ضریب تعیین و آزمون هاسمر - لمشو مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که الگوی مذکور از توان بالایی در تفکیک و تشخیص دوره‌های حبابی و عادی در بازار سرمایه ایران برخوردار است (جدول ۸). با توجه به به‌کارگیری متغیرهای با وقفه در مدل، در عمل یک سامانه هشدار سریع و زودهنگام برای شناسایی حباب‌های قیمتی در بازار سهام طراحی و ارائه شده است. بدین ترتیب، فرضیه سوم پژوهش مبنی بر امکان طراحی یک سیستم هشدار زودهنگام جهت شناسایی حباب‌های بازار سهام تأیید می‌شود.

در پژوهش حاضر، برای پیش‌بینی و الگوسازی حباب‌های بازار سهام صرفاً از متغیرهای کلان اقتصادی استفاده شده است. با این حال، بدیهی است که شکل‌گیری و تداوم حباب‌های قیمتی در بازار سرمایه علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، تحت‌تأثیر مجموعه‌ای از عوامل ساختاری بازار سرمایه از جمله سطح سودآوری شرکت‌ها، حجم و ترکیب معاملات و سایر ویژگی‌های درون‌زای بازار نیز قرار دارد. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی، متغیرهای ساختاری بازار نیز به منظور بهبود دقت مدل‌سازی حباب‌های قیمتی مورد استفاده قرار گیرند. همچنین، بهره‌گیری از رویکردهای پیشرفته اقتصادسنجی که قادر به لحاظ‌کردن تغییر رژیم‌ها یا تغییر پارامترها در طول زمان هستند، می‌تواند تصویر جامع‌تری از پویایی حباب‌های بازار ارائه دهد. در این راستا، استفاده از الگوهای مارکوف سوئیچینگ[1] به‌عنوان یکی از روش‌های کارآمد و جذاب برای الگوسازی و شناسایی حباب‌های بازار سهام توصیه می‌شود.

توضیحات تکمیلی

سپاس‌گزاری

نویسندگان این مقاله بر خود لازم می‌دانند تا از حامیان معنوی پژوهش خود قدردانی کنند. بدین‌وسیله از دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز که با حمایت‌های معنوی خود، شرایط لازم برای انجام این تحقیق را فراهم کردند، صمیمانه سپاس‌گزاری می‌نمایند.

مشارکت نویسندگان

این پژوهش برگرفته از رساله دکتری مریم پورصالحی در رشته علوم اقتصادی به راهنمایی دکتر مهرزاد ابراهیمی و مشاوره دکتر هاشم زارع و دکتر جلیل خداپرست شیرازی در گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز است.

تضاد منافع

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

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای پژوهش و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

کد ارکید (ORCID)

Maryam Poursalehi		*https://orcid.org/0009-0006-6433-2188*
Mehrzad Ebrahimi		*https://orcid.org/0000-0002-0986-509x*
Hashem Zare		*https://orcid.org/0000-0002-4141-0589*
Khodaparast Shirazi		*https://orcid.org/0000-0002-9147-4441*

1. Markov Switching

منابع و مأخذ

آسیابی اقدم، لیلا، رحیم‌زاده، اشکان و رجائی، یداله. (۱۴۰۱). اثر متغیرهای اقتصادی بر رفتار قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار. *نشریه اقتصاد مالی*، ۵۹(۱۶)، ۱۰۵-۱۲۶. https://doi.org/10.30495/fed.2022.694715

امین خرازیان، نسیم، آل‌عمران، رؤیا، برادران حسن‌زاده، رسول و فرهنگ، امیرعلی. (۱۴۰۲). بررسی هم‌بستگی بین قیمت نفت خام و بازار سهام در ایران: رویکرد گارچ چندمتغیره و موجک. *نشریه اقتصاد مالی*، ۱۷(۶۴)، ۱۵۸-۱۴۱. https://doi.org/10.30495/fed.2023.705595

پازوکی، پیمان، سیم خواه، مسعود، جمالی، علی و پازوکی، نیما. (۱۴۰۰). نقش پویایی رابطه بین بازار های مالی (فلزات گرانبها، نرخ ارز و شاخص بازار سهام) و بازار نفت خام. *ماهنامه علمی اکتشاف و تولید نفت و گاز*، ۱۴۰۰(۱۸۶)، ۴۸-۵۶. http://dorl.net/dor/20.1001.1.25381652.1400.1400.186.7.2

توحیدی، محمد. (۱۴۰۰). ارزیابی و سنجش بروز حباب در بورس اوراق‌بهادار تهران. *نشریه پژوهش‌های راهبردی بودجه و مالیه*، ۲(۴)، ۱۲۸-۱۰۱. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.27171809.1400.2.4.4.6

سرگل‌زایی، علی، صالح‌نیا، نرگس، همایونی‌فر، مسعود و قائم ذبیحی، سید محمد. (۱۴۰۲). آیا نااطمینانی قیمت نفت، شاخص بورس اوراق بهادار تهران را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟ رویکرد رگرسیون کوانتایل مبتنی بر تبدیل موجک. *نشریه اقتصاد مالی*، ۶۵(۱۷)، ۵۰-۲۵. https://doi.org/10.30495/fed.2023.707978

شاکری، عباس، محمدی، تیمور و نجفی جزه، حامد. (۱۳۹۵). مبانی نظری و محاسبه شاخص آسیب‌پذیری نفت برای کشورهای صادرکننده نفت (مطالعه موردی ایران). *نشریه پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۵(۱۹)، ۱۱۱-۷۹. https://doi.org/10.22054/jiee.2017.7305

قنبریان، رضا و ثقفی، علی. (۱۳۹۴). مطالعهٔ تجربی رابطهٔ پویای قیمت نفت و شاخص‌های بازار سرمایه در ایران. *نشریه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۶(۲۰)، ۱۹۳-۲۰۱۶. http://jemr.khu.ac.ir/article-1-1048-fa.html

قلی‌زاده، علیرضا، فلاح شمس، میر فیض و افشار کاظمی، محمدعلی. (۱۴۰۰). طراحی سیستم هشدار سریع وقوع بحران مالی در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد درخت تصمیم. *نشریه دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۰(۴۰)، ۵۵-۳۵. http://www.jik-ifea.ir/article_18224.html

کریم‌پور، ساناز، قاسمی، عبدالرسول و محمدی، تیمور. (۱۳۹۹). تأثیر تحریم‌های اقتصادی ایران بر تجارت نفت خام ایران و کشورهای عضو اوپک: کاربرد مدل جاذبه تعمیم‌یافته. *نشریه پژوهش‌نامه اقتصاد انرژی ایران*، ۹(۳۴)، ۱۷۲-۱۴۳. https://doi.org/10.22054/jiee.2021.57997.1815

کشاورز حداد، غلامرضا، ابو نوری، اسمعیل و جهانی، طاهره. (۱۳۹۹). نااطمینانی درآمد نفت، تحریم‌ها و نوسانات متغیرهای اقتصاد کلان. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵(۸۲)، ۱-۴۲. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.11906

نوروزی، مهدیه، محمد پورزرندی، محمدابراهیم و مینویی، مهرزاد. (۱۴۰۱). طراحی سیستم هشداردهنده حباب قیمتی و بحران مالی در بازار سهام ایران. *نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۱۴(۵۴)، ۴۹-۳۷. https://sid.ir/paper/1063275/fa

References

Al-Fayoumi, N. (2009). Oil Prices and Stock Market Returns in Oil Importing Countries: The Case of Turkey, Tunisia and Jordan. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 16(1), 86-101.

Alamgir, F., & Amin, S. B. (2021). The nexus between oil price and stock market: Evidence from South Asia. *Energy Reports*, 7, 693-703. https://doi.org/10.1016/j.egyr.2021.01.027

Amin, S. B. (2015). The Macroeconomics of Energy Price Shocks and Electricity Market Reforms: The Case of Bangladesh Durham University (Doctoral thesis), Durham University. https://etheses.dur.ac.uk/11241/

Aminkharazian, N., Aleemran, R., Baradaran Hasanzadeh, R., & Farhang, A. (2023). Investigating the Correlation Between Crude Oil Prices and the Stock Market in Iran: A multivariate GARCH approach and wavelet. *Financial Economics*, 64(17), 141-158. [In Persian]. https://doi.org/10.30495/fed.2023.705595

Asiyabiagdam, L., Rahimzadeh, A., & Rajaei, Y. (2022). The effect of economic variables on the behavior of stock prices of companies admitted to the stock exchange. *Financial Economics*, 59(16), 105-126. https://doi.org/10.30495/fed.2022.694715 [In Persian].

Asteriou, D., & Bashmakova, Y. (2013). Assessing the impact of oil returns on emerging stock markets: A panel data approach for ten Central and Eastern European Countries. *Energy Economics*, 38, 204-211. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2013.02.011

Bai, C., Gong, C., Qiu, Z., Sheng, Y., & Wu, T. (2021). The Impact of Oil Prices on the U.S. Stock Market. *Proceedings of the 2021 3rd International Conference on Economic Management and Cultural Industry (ICEMCI 2021)*. https://doi.org/10.2991/assehr.k.211209.012

Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 34(1), 227-240. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.10.005

Bilal, M., Aamir, M., Abdullah, S., & Khan, F. (2024). Impacts of crude oil market on global economy: Evidence from the Ukraine-Russia conflict via fuzzy models. *Heliyon*, 10(1), e23874. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e23874

Blanchard, O. J., & Galí, J. (2008). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s So Different from the 1970s?. in Jordi Gali, and Mark Gertler (eds). *International Dimensions of Monetary Policy*. (Chicago, IL, 2010; online edn, Chicago Scholarship Online, 21 Feb. 2013), https://doi.org/10.7208/chicago/9780226278872.003.0008

Cuñado, J., & Pérez de Gracia, F. (2014). Oil price shocks and stock market returns: Evidence for some European countries. *Energy Economics*, 42(C), 365-377. https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:eneeco:v:42:y:2014:i:c:p:365-377

Deaves, R., & Krinsky, I. (1992). The behavior of oil futures returns around OPEC conferences. *Journal of Futures Markets*, 12(5), 563-574. https://doi.org/https://doi.org/10.1002/fut.3990120507

Diaz, E. M., Molero, J. C., & Perez de Gracia, F. (2016). Oil price volatility and stock returns in the G7 economies. *Energy Economics*, 54, 417-430. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.01002

El-Sharif, I., Brown, D., Burton, B., Nixon, B., & Russell, A. (2005). Evidence on the nature and extent of the relationship between oil prices and equity values in the UK. *Energy Economics*, 27(6), 819-830. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2005.09.002

El Hedi Arouri, M., Jouini, J., & Nguyen, D. K. (2011). Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: Implications for portfolio management. *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1387-1405. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.07.008

Evans, G. (1991). Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices. *American Economic Review*, 81(4), 922-930.Bhttps://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:81:y:1991:i:4:p:922-30

Faff, R. W., & Brailsford, T. J. (1999). Oil price risk and the Australian stock market. *Journal of Energy Finance & Development*, 4(1), 69-87. https://doi.org/10.1016/S1085-7443(99)00005-8

Ferreira, P., Pereira, É., & Silva, M. (2020). The relationship between oil prices and the Brazilian stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 545, 123745. https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.123745

Ghanbarian, R., & Saghafi, A. (2015). The Dynamic Relationship between the Oil Price and the Capital Market Indices in Iranian Economy [Applicable]. *Journal of Economic Modeling Research*, 6(20), 193-216. https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.5.20.193 [In Persian].

Gholizadeh, A., Fallahshams, M., & Afsharkazemi, M. A. (2021). The Designing Early Warning System of Financial Crisis Outbreak in Tehran Stock Exchange by Decision Tree. *Journal of Investment Knowledge*, 10(45), 35-55. http://www.jik-ifea.ir/article_18224.html [In Persian].

Hedi Arouri, M. E., & Khuong Nguyen, D. (2010). Oil prices, stock markets and portfolio investment: Evidence from sector analysis in Europe over the last decade. *Energy Policy*, 38(8), 4528-4539. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.04.007

Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures Markets*, 16(1), 1-27. https://doi.org/https://doi.org/10.1002/(SICI)1096-9934(199602)16:1<1::AID-FUT1>3.0.CO;2-Q

Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J., & Yoo, B. S. (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics*, 44(1), 215-238. https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90080-D

International Energy Agency. (2008). *World Energy Outlook*. OECD/IEA Paris. https://www.almendron.com/tribuna/wpcontent/uploads/2006/02/weo2004.pdf

Jebran, K., Chen, S., Saeed, G., & Zeb, A. (2017). Dynamics of oil price shocks and stock market behavior in Pakistan: evidence from the 2007 financial crisis period. *Financial Innovation*, 3. https://doi.org/10.1186/s40854-017-0052-2

Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the Stock Markets. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x

karimpour, s., Ghasemi, A., & Mohamadi, T. (2020). The Impact of Iran's Economic Sanctions on Iran and OPEC Countries's Crude Oil Trade: Application of the Generalized Gravity Model. *Iranian Energy Economics*, 9(34), 143-172. https://doi.org/10.22054/jiee.2021.57997.1815 [In Persian].

Keshavarz Haddad, G., Abounoori, E., & Jahani, T. (2020). Oil Revenue Uncertainty, Sanctions and the Volatility of Macroeconomic Variables. *Iranian Journal of Economic Research*, 25(82), 1-42. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.11906 [In Persian].

Lin, S. X., & Tamvakis, M. (2010). OPEC announcements and their effects on crude oil prices. *Energy Policy*, 38(2), 1010-1016. https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:enepol:v:38:y:2010:i:2:p:1010-1016

Loutia, A., Mellios, C., & Andriosopoulos, K. (2016). Do OPEC announcements influence oil prices?. *Energy Policy*, 90, 262-272. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2015.11.025

Magazzino, C., Shahbaz, M., & Adamo, M. (2023). On the relationship between oil market and European stock returns. *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 1-14. https://doi.org/10.1007/s11356-023-31049-8

Maghyereh, A. (2004). Oil Price Shocks and Emerging Stock Markets: A Generalized VAR Approach. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 1(2), 27-40. https://EconPapers.repec.org/RePEc:eaa:ijaeqs:v:1:y2004:i:1_8

Matsumoto, K. i., Voudouris, V., Dimitrios, S., Rigby, R., & Di Maio, C. (2012). Exploring crude oil production and export capacity of the OPEC Middle East countries. *Energy Policy*, 48. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.06.027

Miao, H., Ramchander, S., Wang, T., & Yang, J. (2018). The impact of crude oil inventory announcements on prices: Evidence from derivatives markets. *Journal of Futures Markets*, 38(1), 38-65. https://doi.org/https://doi.org/10.1002/fut.21850

Narayan, P. K., & Narayan, S. (2010). Modelling the impact of oil prices on Vietnam's stock prices. *Applied Energy*, 87(1), 356-361. https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2009.05.037

Norouzi, M., Pourzarandi, M. E., & Minoyi, M. (2022). Designing a warning system for price bubble and financial crisis in the Iranian stock market. *Financial knowledge of securities analysis*, 15(54), 37-49. https://doi.org/10.30495/jfksa.2022.20588 [In Persian].

Pazuki, P., Simkhah, M., Jamali, A., & Pazuki, N. (2021). The dynamic role of the relationship between financial markets (precious metals, exchange rate and stock market index) and crude oil market. *Scientific- Propagative Journal of Oil & Gas Exploration & Production*, 1400(186), 48-56. http://dorl.net/dor/20.1001.1.25381652.1400.1400.186.7.2 [In Persian].

Phillips, P. C. B., Shi, S., & Yu, J. (2014). Specification Sensitivity in Right-Tailed Unit Root Testing for Explosive Behaviour. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(3), 315-333. https://ideas.repec.org/a/bla/obuest/v76y2014i3p315-333.html

Phillips, P. C. B., Shi, S., & Yu, J. (2015). Testing For Multiple Bubbles: Limit Theory of Real-Time Detectors. *International Economic Review*, 56(4), 1079-1134. https://doi.org/https://doi.org/10.1111/iere.12131

Phillips, P. C. B., Wu, Y., & Yu, J. (2011). Explosive Behavior In The 1990s Nasdaq: When Did Exuberance Escalate Asset Values?. *International Economic Review*, 52(1), 201-226. https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2010.00625.x

Phillips, P. C. B., & Yu, J. (2011). Dating the timeline of financial bubbles during the subprime crisis. *Quantitative Economics*, 2(3), 455-491. https://doi.org/10.3982/QE82

Ramos, S. B., & Veiga, H. (2011, 25-27 May 2011). The puzzle of asymmetric effects of oil: new results from international stock markets. *2011 8th International Conference on the European Energy Market (EEM)*. https://doi.org/10.1109/EEM.2011.5953034

Resende, M. C., & Pedro, E. C. (2020). Eventos extremos e o mercado de petróleo: Abordagem de saltos condicionais. *Revista de Administração Mackenzi*, 21(2), 1-30. https://doi.org/10.1590/1678-6971/eRAMF200086

Sadorsky, P. (2004). Stock Markets and Energy Prices. In C. J. Cleveland (Ed.), Encyclopedia of Energy (pp. 707-717). *Elsevier*. https://doi.org/10.1016/B0-12-176480-X /00150-9

Salameh, M. G. (2014). *Major Geopolitical Developments that could Impact on Oil Supplies from the Arab Gulf Region*. EMC Working Papers, 42. https://www.energymanagementcentre.eu/research/emc-working-papers/major-geopolitical-developments-that-could-impact-on-oil-supplies-from-the-arab-gulf-region/

Salisu, A. A., & Oloko, T. F. (2015). Modeling oil price–US stock nexus: A VARMA–BEKK–AGARCH approach. *Energy Economics*, 50, 1-12. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.03.031

Sargolzaei, A., Salehnia, N., Homayonifar, M., & Ghaem Zabihi, S. M. (2023). Does oil price uncertainty affect the Tehran Stock Exchange index? Quantile regression approach based on wavelet transform. *Financial Economics*, 65(17), 25-50. https://doi.org/10.30495/fed.2023.707978 [In Persian].

Sehgal, S., & Kapur, R. (2012). Relationship between Oil Price Shocks and Stock Market Performance: Evidence for Select Global Equity Markets. *Vision*, 16(2). https://doi.org/10.1177/097226291201600201

Shakeri, A., Najafi, H., & najafi jezeh, H. (2016). Introducing the Theoretical Basis of Oil Vulnerability Index for Oil Exporting Countries (the Case of Iran). *Iranian Energy Economics*, 5(19), 79-111. https://doi.org/10.22054/jiee.2017.7305 [In Persian].

Tohidi, M. (2022). Evaluating and Measuring Bubble in Tehran Stock Exchange. *Budget and Finance Strategic Research*, 2(4), 103-130. https://dorl.net/dor/20.1001.1.27171809.1400.2.4.4.6 [In Persian].

Wang, T., Wu, J., & Yang, J. (2008). Realized volatility and correlation in energy futures markets. *Journal of Futures Markets*, 28(10), 993-1011. https://doi.org/https://doi.org/10.1002/fut.20347

Wirl, F., & Kujundzic, A. (2004). The Impact of OPEC Conference Outcomes on World Oil Prices 1984-2001. *The Energy Journal*, 25(1), 45-62. https://doi.org/10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol25-No1-3

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 3, Autumn 2025, Page: 57-84 DOI: 10.22034/jepr.2025.142879.1221

Original Research Article

Investigating the Impact of Tourism on the Shadow Economy (A Case Study of MENA and G20 Member States)

Zahra Najafi[1], Somayeh Jamali[2,3], Kaveh Parandin[*4]

1. Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.
2. M.A in Economic Development and Planning, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran.
3. Revenue Expert, Shiraz Municipality, Shiraz, Iran.
4. Assistant Professor, Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran.

Received: 09 January 2025 *Accepted: 08 July 2025*

Abstract

The shadow economy arises as a response to high levels of government regulation and unfavorable economic conditions, which encourage individuals to engage in informal or illegal activities. The tourism sector, with its potential for foreign exchange earnings, job creation, and wealth generation, is a key driver of economic growth and can play a leading role in reducing poverty, particularly in developing economies. This study examines the effects of the International Tourism Index on the shadow economy in 13 MENA countries and 18 G20 countries between 2007 and 2021. Estimates were conducted using panel data methods in Stata 17. The results indicate that, first, the development of the tourism industry in MENA countries significantly reduces shadow economy activities, while no significant effect is observed for G20 countries. In addition, the cross-sectional effects show that tourism has a notable influence on the shadow economy in most MENA countries, whereas in G20 countries, significant effects are limited to only five cases.

Keywords: Tourism, Shadow Economy, MENA, G20.

JEL Classification: O17, Z32.

** Corresponding Author: Kaveh Parandin* *E-mail: kparandin@pnu.ac.ir* *Tel: +989184298596*

How To Cite: Najafi, Z., Jamali, S. & parandin, K. (2025). Investigating the impact of tourism on the shadow economy (A case study of MENA and G20 member states). *Economic Policies and Research*, 4(3), 57-84. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.142879.1221

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63922.html?lang=en

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, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

A share of economic activity in many countries belongs to the shadow or informal economy, defined as unregistered market-based activities. Such activities often involve tax evasion, avoidance of business regulations, and the circumvention of social payments. In some cases, however, the shadow economy includes legal and productive activities that would contribute to GDP if properly registered.

In recent decades, the rapid growth of global tourism has attracted increasing attention from researchers in tourism economics. According to the United Nations World Tourism Organization, 1.4 billion tourists traveled internationally in 2024, surpassing pre-pandemic levels. Tourism exports reached $1.9 trillion that year, with international tourism revenues growing by 3% compared to 2023 and 4% compared to 2019 (adjusted for inflation and exchange rates). These figures underscore the relative importance of tourism to the global economy.

Tourism contributes to economic growth through multiple channels: foreign exchange earnings, international investment, tax revenues, and employment. It also plays a significant role in poverty reduction, particularly in developing countries. However, the relationship between tourism and the shadow economy is complex. Many tourism-related jobs—especially in accommodation, restaurants, and related services—are based on self-employment or family businesses, which often operate informally. This link highlights the need to explore the interaction between tourism development and the shadow economy.

Although numerous studies examine the shadow economy, few have analyzed tourism's role in this context. To the best of our knowledge, no prior research has specifically evaluated the effects of international tourism on the shadow economy. This study addresses that gap by investigating 13 MENA countries and 18 G20 countries during the period 2007–2021, using panel data methods in Stata 17.

Methodology

The impact of tourism on the shadow economy was analyzed for MENA and G20 countries over the period 2007–2021, using panel data techniques in Stata 17. The model builds on the frameworks of Nguyen et al. (2023) and Schneider (2022):

$$SE_{it} = \beta_0 + \beta_j X_{it} + \delta_1 TU_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$SE_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tu_{it} + \beta_2 Gu_{it} + \beta_3 Fdi_{it} + \beta_4 Ur_{it} + \beta_5 Tr_{it} + \delta_1 Pc_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

where i and t refer to country ii in year tt.

The dependent variable, **SE**, represents the shadow economy, with data obtained from Schneider (2022). While the measurability of the shadow economy is debated, Schneider's estimates are widely recognized in the literature. The explanatory vector **X** includes per capita income, unemployment rate, urbanization, trade openness, and foreign direct investment (FDI). Tourism development is measured by the number of international arrivals (in millions). All variables were sourced from the World Bank, ensuring consistency across countries and reducing the risk of computational errors.

Results and Discussion

The estimation results show that the development of tourism significantly reduces shadow economy activities in MENA countries, while no meaningful effect is observed in G20 countries. In the short term, tourism exerts a strong influence on the shadow economy in most MENA countries, but within the G20, only five countries demonstrate significant effects.

Conclusion

Tourism has emerged as one of the sectors with the strongest impact on economic activity, contributing to job creation, exports, and overall prosperity. At the same time, the shadow economy remains a critical issue in economic policy debates. This study analyzed the role of tourism in shaping shadow economy dynamics in MENA and G20 countries between 2007 and 2021.

The results suggest that tourism reduces the shadow economy in MENA countries, whereas no significant effects are observed in the G20. The unemployment rate is positively associated with the shadow economy in both groups, with a stronger effect in MENA. FDI is negatively associated with the shadow economy in both groups, but with greater impact in MENA. Trade openness and per capita income also have negative effects on the shadow economy, with income showing stronger effects in G20 countries. Urbanization was not found to be significant in either group.

Country-level estimates show that in MENA, only Lebanon had a positive and significant tourism–shadow economy relationship, while Qatar showed no effect. In the remaining countries, the relationship was negative, with Iran showing the largest impact (-3.86). In the G20 sample, significant tourism effects were found in Argentina, Australia, Germany, Japan, and Mexico, with only Germany showing a negative coefficient (-0.41).

These findings suggest that tourism development, particularly in MENA countries, can be an effective policy tool for reducing informal economic activities. Policymakers are encouraged to expand tourism infrastructure, formalize activities through tax incentives and banking support, and promote digital oversight to curb cash-based transactions. Furthermore, given the negative impact of FDI and trade openness on the shadow economy, governments should prioritize international integration and economic liberalization, which can raise per capita income and further reduce informal activity.

Additional information

Authors' Contributions

All authors contributed equally to this article.

Conflict of interest

The authors declare that there are no conflicts of interest related to this research.

Financial Support

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

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴، صفحات: ۵۷ – ۸۴
DOI: 10.22034/jepr.2025.142879.1221

مقاله پژوهشی

بررسی تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه
(مطالعه موردی کشورهای عضو منا و گروه ۲۰)

زهرا نجفی[۱]، سمیه جمالی[۲،۳]، کاوه پرندین*[۴]

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.
۲. کارشناس‌ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
۳. کارشناس درآمد، شهرداری شیراز، شیراز، ایران.
۴. استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۰ *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۴/۱۷*

چکیده

اقتصاد سایه واکنش اقتصاد رسمی به بالابودن سطح مقررات دولتی و شرایط نامناسب اقتصادی است که در نتیجه آن افراد به کار در فعالیت‌های غیرقانونی تشویق می‌شوند. بخش گردشگری با ارزآوری و ایجاد فرصت‌های شغلی و افزایش ثروت، محرک مهمی برای رشد اقتصادی است و همچنین می‌تواند نقشی پیشرو در کاهش فقر به‌ویژه در اقتصادهای درحال‌توسعه ایفا کند؛ بنابراین به طور خاص، اثرات شاخص گردشگری بین‌المللی (توریسم) بر اقتصاد سایه در ۱۳ کشور عضو منا و ۱۸ کشور عضو گروه ۲۰ در طول سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۱ بررسی شده است. برآوردهای صورت گرفته در این پژوهش با استفاده از نرم‌افزار استاتا و داده‌های ترکیبی به روش اثرات تصادفی می‌باشد. نتایج برآوردها نشان می‌دهند که اولاً، توسعه صنعت گردشگری در کشورهای عضو منا، فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی را به میزان قابل‌توجهی کاهش می‌دهد، ولی بر کشورهای عضو گروه ۲۰ تأثیر معناداری ندارد. از طرفی، تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه در بررسی اثرات مقطعی در اکثر کشورهای عضو منا قابل‌توجه است و در کشورهای گروه ۲۰ تنها بر اقتصاد سایه پنج کشور اثرگذار بوده است.

واژگان کلیدی: گردشگری، اقتصاد سایه، کشورهای منا، گروه ۲۰

طبقه‌بندی JEL: O17, Z32

* **نویسنده مسئول:** *کاوه پرندین* *آدرس رایانامه: kparandin@pnu.ac.ir* *تلفن تماس: ۰۹۱۸۴۲۹۸۵۹۶*

استناد به مقاله: نجفی، زهرا، جمالی، سمیه و پرندین، کاوه. (۱۴۰۴). بررسی تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه (مطالعه موردی کشورهای عضو منا و گروه ۲۰). *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۳)، ۵۷-۸۴. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.142879.1221

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63922.html

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 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.

۱. مقدمه

بخشی از فعالیت‌های اقتصادی کشورها به اقتصاد سایه یا غیررسمی اختصاص دارد که می‌توان آن را به‌عنوان فعالیت‌های اقتصادی ثبت‌نشدهٔ مبتنی بر بازار تعریف کرد (Schneider & Enste, 2000). در اقتصاد سایه تمایل به فرار مالیاتی، اجتناب از مقررات تجاری و گریز از پرداخت‌های اجتماعی وجود دارد (Schneider et al., 2010). از طرفی در برخی موارد می‌توان گفت، اقتصاد سایه به فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی قانونی اشاره دارد که در صورت ثبت به تولید ناخالص داخلی کمک می‌کنند (Mai & Friedrich, 2016; Medina & Schneide, 2016).

در دهه‌های اخیر، رشد سریع صنعت گردشگری در سرتاسر جهان، توجه بسیاری از پژوهشگران اقتصاد گردشگری را به خود جلب کرده است (Nguyen, 2023; Song et al., 2012). طبق آخرین شاخص گردشگری جهانی از سوی سازمان گردشگری سازمان ملل متحد در سال ۲۰۲۵، ۱/۴ میلیارد گردشگر در سال ۲۰۲۴ به‌صورت بین‌المللی سفر کرده‌اند، که نشان‌دهنده‌ی بهبود نسبت به قبل از همه‌گیری کرونا است. همچنین صادرات حاصل از گردشگری در سال ۲۰۲۴ به رکورد ۱/۹ تریلیون دلار رسید و درآمدهای گردشگری بین‌المللی پس از رسیدن به سطوح قبل از همه‌گیری در سال ۲۰۲۳، به‌صورت واقعی (با درنظر گرفتن تورم و نوسانات نرخ ارز)، در سال ۲۰۲۴ رشد چشمگیری را تجربه کرد. طبق برآوردهای اولیه، درآمدها در سال ۲۰۲۴ به ۱/۶ تریلیون دلار رسید که حدود ۳ درصد بیشتر از سال ۲۰۲۳ و ۴ درصد بیشتر از سال ۲۰۱۹ است. بنابراین می‌توان به اهمیت نسبی صنعت گردشگری بر اقتصاد پی برد. توسعه صنعت گردشگری از طریق کانال‌های متعددی مانند درآمدهای ارزی، جذب سرمایه‌گذاری بین‌المللی، درآمدهای مالیاتی و اشتغال به رشد اقتصاد کشورها کمک می‌کند و نقش پیش‌رو در کاهش فقر، به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه ایفا می‌کند (Nguyen, 2022).

ارتباط بین گردشگری و اقتصاد سایه اغلب از این واقعیت ناشی می‌شود که بخش وسیعی از اشتغال در صنعت گردشگری (مانند خدمات اقامتی و رستوران) عمدتاً توسط خوداشتغالی یا کسب‌وکار خانوادگی انجام می‌شود که به توسعه فعالیت‌های اقتصادی غیررسمی کمک می‌کند (Incera & Fernandez, 2015). در این زمینه، مطالعات نگوین[1] (۲۰۲۲) و دین[2] (۲۰۲۲) روش‌های متعددی را برای مطالعات بیشتر در مورد رابطه بین توسعه گردشگری و اقتصاد سایه ارائه کرده است؛ اما در این پژوهش به طور خاص اثرات شاخص توریسم بر اقتصاد سایه برآورد و تحلیل می‌شود. علی‌رغم تعدد و تنوع مطالعات موجود در زمینه اقتصاد سایه، تاکنون در هیچ مطالعه‌ای اثرات توریسم، به‌عنوان شاخصی از صنعت گردشگری، بر اقتصاد سایه بررسی نشده است و به‌عنوان نوآوری خاص این پژوهش محسوب می‌شود؛ بنابراین در ادامه، عوامل مؤثر بر اقتصاد سایه با تأکید بر نقش توریسم در دو گروه کشورهای عضو منا (MENA)[3] و گروه ۲۰ (G20)[4]، طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۷ و با استفاده از نرم‌افزار استاتا[5] و داده‌های ترکیبی[6] به روش تصادفی[7] موردبررسی و تحلیل قرار می‌گیرد.

---

1. Nguyen (2022)
2. Din (2023)
3. Middle East and North Africa
4. The G20 or Group of 20
5. Stata17
6. Panel- Data
7. Random Effect Models

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. اقتصاد سایه

امروزه مطالعه در حوزهٔ اقتصاد سایه[1] یک هدف مهم سیاستی محسوب می‌شود (Eilat & Zinnes, 2002). برطبق دیدگاه اشنایدر (۲۰۱۳)[2] در اقتصاد سایه تمام تولیدات مبتنی بر بازار کالاها و خدمات غیرقانونی ثبت می‌شود، که عمداً از مقامات دولتی پنهان می‌شود تا از یک یا چند مورد از محدودیت‌ها جلوگیری شود[3]. همچنین مای و فردریش[4] (۲۰۱۶) معتقدند که در اندازه‌گیری اقتصاد سایه فعالیت‌های غیرقانونی یا مجرمانه، انجام کارهای شخصی، خیریه یا کسب‌وکارهای خانگی مدنظر قرار نمی‌گیرند. به طور کلی، بیشتر ادبیات موجود به دو دلیل عمده برای وجود اقتصاد سایه در فرار مالیاتی[5] اشاره شده است. دلیل اول بیان می‌کند که اقتصاد سایه به دلیل فرار مالیاتی شکل می‌گیرد، در واقع اگر مالیات یا بار تأمین اجتماعی بالا باشد؛ فعالان اقتصادی می‌خواهند درآمد قانونی خود را برای فرار از پرداخت‌های مالیاتی پنهان کنند (Schneider, 1994; Frey & Pommerehne, 1984; Tanzi, 1982, 1999). بنابراین، فعالیت‌های اقتصاد سایه بدون مالیات هستند و این فرارهای مالیاتی بیشتر، باعث ایجاد کار بیشتر و لذت بالاتر برای فعالان اقتصادی می‌شود، به طوری که آنها انگیزه بیشتری برای مخفی کردن درآمد خود از بخش‌های رسمی دارند. چندین مطالعه تجربی این چارچوب را بررسی کرده‌اند. دلیل دوم فرار مالیاتی، به کنترل دولت و کیفیت خدمات دولتی مرتبط است (Schneider & Enste, 2000). در این دیدگاه، یک چارچوب نهادی بد (مانند دیوان‌سالاری[6]، اختیارات نظارتی، حاکمیت قانون، فساد، و یک سیستم حقوقی ضعیف) منجر به فرار مالیاتی می‌شود (Friedman et al., 2000). شدت مقررات از طریق تعداد قوانین و الزامات (مانند مجوزها، مقررات بازار کار، محدودیت‌های کار برای خارجیان و موانع تجاری) نیز به‌عنوان یک چارچوب نهادی ضعیف تلقی می‌شود، زیرا باعث افزایش هزینه‌های نیروی‌کار در اقتصاد رسمی می‌شود و می‌تواند منجر به افزایش انگیزه پنهان‌کاری کارگران و کارفرمایان در فعالیت‌های خود و حرکت به سمت اقتصاد سایه منجر شود (Schneider & Enste, 2000). برطبق مطالعات اخیر، اندازه اقتصاد سایه، رویکردهای هدفمندتری را برای اجرای سیاست‌ها امکان‌پذیر می‌کند. کمبود اطلاعات در مورد اقتصاد سایه، اثربخشی واکنش‌ها به بحران‌ها را کاهش می‌دهد و به موجب آن، برخی از آسیب‌پذیرترین افراد جامعه که به‌صورت زیرزمینی کار می‌کنند، نادیده گرفته می‌شوند. اگر بخش بزرگی از مشاغل و نیروی کار این بخش به‌صورت غیررسمی فعالیت می‌کردند و در آمارها لحاظ نشده بودند، ممکن است میزان بیکاری و خسارات ناشی از همه‌گیری جهانی کمتر از حد واقعی تخمین زده شود (Kahyalar et al., 2024).

---

1. Shadow Economy
2. Schneider (2013)
۳ . مالیات بر درآمد، ارزش افزوده یا سایر مالیات‌ها یا پرداخت حق بیمه تأمین اجتماعی، استانداردهای قانونی بازار کار و غیره یا رعایت برخی تعهدات اداری.
4. Mai & Friedrich (2016)
5. Tax evasion
6. Bureaucracy

۲-۱-۲. عوامل مؤثر بر اقتصاد سایه

اهمیت و آثار مخرب اقتصاد سایه در بسیاری از کشورها، موجب جذب بسیاری از مطالعات اقتصادی در این حوزه شده است که مستلزم بررسی بیشتر متغیرهای کلان اقتصادی و اثرگذار بر اقتصاد سایه است. در مطالعات اخیر تأکید شده است که سطح بالای اقتصادهای غیررسمی در دنیای امروز، نیازمند بررسی‌های جدیدی است (Nguyen & Nguyen, 2023). در خصوص تأثیرات منفی اقتصاد سایه، کان و همکاران[1] (۲۰۲۱) توضیح دادند که سطح بالای اقتصاد غیررسمی، به افزایش سطح مصرف انرژی منجر می‌شود و اثرات زیست‌محیطی منفی برجای می‌گذارد. همچنین، نگوین و نگوین[2] (۲۰۲۲) معتقدند رشد بیشتر و بالای اقتصاد سایه ممکن است در بلندمدت باعث جنگل‌زدایی شدیدتر در جهان شود. مطالعات دیگر نشان می‌دهند که یک اقتصاد سایه بالا می‌تواند باعث نابرابری درآمدی بیشتر و چندین مشکل اجتماعی شود (Esaku, 2021; Yap et al., 2018). در ادامه برخی از مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار که بر گسترش اقتصاد سایه تأثیر می‌گذارند، مورد بحث قرار گرفته است.

۱) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI): صلاحودجایف[3] (۲۰۱۵) در نمونه‌ای از ۱۵۸ کشور در دوره زمانی ۱۹۹۹-۲۰۰۷، نقش عوامل خارجی از جمله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و باز بودن تجارت را در گسترش اقتصاد سایه مدنظر قرار داد. فاضل و المسافیر[4] (۲۰۱۵) نیز ثابت کرد که جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر به توسعه اقتصادی در اقتصادهای پیشرفته می‌شود و در کشورهای درحال توسعه نیز یک منبع خارجی ضروری برای ارتقای سطح فعالیت‌های اقتصادی محسوب می‌شود. به طور کلی در بسیاری از مطالعات تجربی اثرات مثبت ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را مستند کرده‌اند (De Gregorio, 1992; Campos & Kinoshita, 2002; Upadhyaya et al., 2007; Ahmed, 2012; Omri & kahouli, 2014) و نشان دادند که افزایش جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باعث تقویت فعالیت‌های اقتصادی رسمی می‌شود و سپس می‌تواند اندازه اقتصاد سایه را محدود کند.

۲) باز بودن تجارت: یک متغیر مؤثر دیگر باز بودن تجارت است که نقش مهم‌تری در ایجاد کسب‌وکار در کشورهای کم‌درآمد دارد (Herrera-Echeverri et al., 2014)، که می‌تواند بر اقتصاد سایه نیز تأثیر بگذارد. اغلب در سیاست‌های تجویزی، راه مقابله با رونق اقتصاد زیرزمینی، کاهش محدودیت‌های تجاری است. باز بودن تجارت از طریق انتقال فناوری پیشرفته برای هر دو شریک تجاری مزایایی به همراه دارد (Balaguer & Cantavella-Jorda, 2002). نکته مهمی که در این رابطه وجود دارد این است، شرکتی که می‌خواهد به بازار جهانی بپیوندد، باید یک شرکت ثبت‌شده قانونی باشد که اطلاعات کامل مربوطه را به اشتراک بگذارد. در این زمینه، باز بودن تجارت بیشتر، ممکن است برای برخی از شرکت‌های داخلی فعال در اقتصاد سایه انگیزه‌ای شود تا به بخش‌های رسمی ثبت‌شده بروند[5]. علاوه بر این، فرآیندهای مرتبط با باز بودن تجارت باعث تخصص بالاتر در اقتصادهای داخلی می‌شود (Musila & Yiheyis, 2015). چنین تخصصی‌سازی اغلب نیازمند فعالیت‌های پیچیده‌تر از جمله

---

1. Canh et al. (2021)
2. Nguyen & Nguyen (2022)
3. Salahodjaev (2015)
4. Fadhil & Almsafir (2015)

۵. اگر سود جهانی‌سازی بیشتر از هزینه‌های همسو کردن فعالیت‌های آنها با همه اشکال انطباق باشد.

نیازهای خاص‌تر مربوط به ثبت اختراع‌ها و مجوزهای فناوری است که نمی‌تواند برای فعالان اقتصادی در اقتصاد سایه ارائه شود. از سویی دیگر، فعالیت‌های تجاری مرتبط با شرکت‌های بین‌المللی، باعث می‌شود که شرکت‌های داخلی در مخفی کردن درآمدهای خود (به دلیل استانداردهای قانونی و اخلاقی شرکای تجاری‌شان) محدود شوند. در نتیجه، باز بودن تجارت بیشتر می‌تواند فعالیت‌های اقتصاد سایه را کاهش دهد. بااین‌حال، شایان ذکر است که باز بودن تجارت ممکن است به دلیل اثرات رقابتی، اقتصاد سایه را افزایش دهد. در واقع، رقابت بیشتر از سوی تولیدکنندگان بین‌المللی، می‌تواند بر فعالیت‌های تولیدکنندگان داخلی در بخش‌های رسمی تأثیر بگذارد. اشنایدر (۲۰۱۰) معتقد است با افزایش محدودیت‌های تجاری، مقررات دست و پاگیر و افزایش موانع تعرفه‌ای، تجار به سوی فعالیت‌های غیرقانونی گرایش می‌یابند (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۹). وشیشت (۲۰۱۶) نشان داد که در برخی موارد، سود کلی اشتغال در حالتی که باز بودن تجارت گسترش یابد، حداقل می‌باشد، چرا که در اقتصاد سایه، تقاضای نیروی کار کمتر می‌شود.

۳) نرخ بیکاری: بیکاری دارای اثر مبهمی بر رشد اقتصاد سایه است. از یک‌سو، برخی از اقتصاددانان از جمله دل‌آنو و سلیمان[1] (۲۰۰۸) و اشنایدر (۲۰۱۰) دریافتند نرخ بیکاری بالاتر در اقتصاد سایه منجر می‌شود که افراد در یافتن شغل جدید ترغیب شوند. از سوی دیگر، با افزایش سطح بیکاری، انگیزه فعالیت در حوزه‌های ممنوعه و غیرمجاز در اقتصاد افزایش می‌یابد (Frey & Hanneman, 1999; Giles, 1999). طبق دیدگاه جایلز و تدز[2] (۲۰۰۲) از یک‌سو اقتصاد سایه از رشد تولید ناخالص داخلی کم کرده که این خود به بیکاری می‌انجامد.

از سوی دیگر، تانزی (۱۹۹۹) بر این باور است که تعداد زیادی از کارگران ناهمگون، اقتصاد پنهان را تشکیل می‌دهند. بخشی از این کارگران در دسته بیکاران قرار می‌گیرند؛ زیرا آن‌ها قبلاً جزو نیروی کار رسمی بوده‌اند و شغل خود را ازدست‌داده‌اند. همچنین، برخی از آن‌ها ممکن است در بخش رسمی مشغول به کار باشند، اما بخشی از زمان خود را نیز به مشاغل زیرزمینی اختصاص می‌دهند. گروه دیگری از کارگران پنهان شامل افراد بازنشسته، مهاجران غیرقانونی، خردسالان و اعضای خانواده هستند؛ بنابراین، رابطه بین اقتصاد سایه‌ای و بیکاری به طور واضح مشخص نیست (تقی نژاد عمران و نیک‌پور، ۱۳۹۲؛ کاربر و همکاران، ۱۳۹۸).

۴) درآمد سرانه: یکی دیگر از متغیرهای مؤثر بر اقتصاد سایه، درآمد سرانه است. اگرچه شواهد نظری نشان‌دهنده اهمیت این شاخص در تحولات اقتصاد سایه می‌باشد، اما در مورد جهت تأثیر درآمد سرانه نیز مانند بیکاری، ابهاماتی وجود دارد. انتظار می‌رود که با افزایش درآمد سرانه، حجم اقتصاد سایه کاهش یابد. از سوی دیگر، درآمد سرانه به‌عنوان نمایانگر وضعیت عمومی جامعه تلقی می‌شود و رشد آن نشان‌دهنده بهبود شرایط اقتصادی و کسب‌وکار در تمامی حوزه‌ها، از جمله فعالیت‌های ممنوعه و غیرمجاز است. بنابراین، اگر درآمد سرانه به‌عنوان معیاری برای رشد اقتصادی در نظر گرفته شود و نتواند به‌عنوان نشانه‌ای از توسعه اجتماعی و اقتصادی عمل کند، می‌توان انتظار داشت که رابطه‌ای مثبت بین درآمد سرانه و اقتصاد سایه وجود داشته باشد (خواجوی و همکاران، ۱۳۹۰؛ کاربر و همکاران، ۱۳۹۸).

---

1. Dell'Anno & Solomon (2008)
2. Giles & Tedds (2010)

۵) نرخ شهرنشینی: گسترش شهرنشینی و تمرکز جمعیت، همراه با تخصصی شدن فعالیت‌ها، نیاز به مبادله را افزایش می‌دهد. برای رفع سریع نیازهای متنوع، استفاده از وسایل پرداخت غیر از پول نقد ضروری می‌شود. به همین دلیل، افزایش سطح شهرنشینی، باتوجه‌به تمرکز و وجود نظام‌های مالی پیشرفته در شهرها، نیاز به وجه نقد برای انجام معاملات را کاهش می‌دهد، صرف‌نظر از سطح توسعه اقتصادی. با افزایش مهاجرت روستاییان به شهرها، حاشیه‌نشینی نیز افزایش می‌یابد و افرادی که نمی‌توانند به اقتصاد رسمی وارد شوند، به اقتصاد غیررسمی روی می‌آورند. بنابراین، با افزایش سطح شهرنشینی، اقتصاد زیرزمینی نیز رشد می‌کند (حسینی و نصراللهی، ۱۳۹۶). در الگوی ارائه شده، نسبت جمعیت شهری به‌عنوان درصدی از کل جمعیت مطرح شده است.

۲-۱-۳. اثرگذاری صنعت گردشگری بر اقتصاد

توسعه گردشگری با بسیاری از بخش‌ها مانند اقامتگاه‌ها، انرژی، حمل‌ونقل و مخابرات مرتبط است. بسیاری از مطالعات تجربی، تأثیرات گردشگری را بر واقعیت‌های اجتماعی - اقتصادی، زیست‌محیطی و فرهنگی جوامع بررسی کرده‌اند (Nguyen, 2023; Nguyen, 2022; Dogru & Bulut, 2018). گردشگری معمولاً از طریق تحلیل رشد مبتنی بر گردشگری در سطوح بخش، صنعت، کشور، مناطق و در سراسر کشورها نقش مثبتی در رشد و توسعه اقتصادی دارد. برای مثال، بالاگوئر و کانتاولا - جوردا[1] (۲۰۰۲) و اینچاوستی - سینتس[2] (۲۰۱۵) شواهد مستندی از اثرات مثبت گردشگری بر رشد اقتصادی در اسپانیا ارائه کرده‌اند. لی و برهماسرن (۲۰۱۳)[3] تأثیر مثبت گردشگری بر رشد اقتصادی ۲۷ کشور اتحادیه اروپا را بین سال‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۹ را بررسی کردند. در برخی دیگر از مطالعات، اثرات مثبت گردشگری بر رشد اقتصادی در ۵ کشور آمریکای مرکزی (Vanegas, 2014)، چین (Zhang & Gao, 2016)، ایران (Habibi et al., 2018)، برزیل (Garsous et al., 2017) تأیید شده است. ازطرفی، دوگرو و بولوت[4] (۲۰۱۸) معتقدند که گردشگری می‌تواند رشد اقتصادی (و بالعکس) را در ۷ کشور اروپایی را افزایش دهد. لازم به ذکر است که در برخی دیگر از مطالعات تجربی نتایج متناقضی در مورد صنعت گردشگری یافتند. برای مثال، سخنور و همکاران (۲۰۱۸) معتقدند که صنعت گردشگری، رشد اقتصادی در برزیل، مکزیک و فیلیپین را به حداقل رسانده است، درحالی‌که اثر مثبت رشد اقتصادی بر گردشگری کشورهای چین، هند، اندونزی، مالزی و پرو تأیید شده است. همچنین بریکل (۲۰۱۸)[5] معتقد است، صنعت گردشگری با ایجاد شغل، تأثیر مثبت و بسیار قویی بر اشتغال دارد. در برخی دیگر از مطالعات قبلی، استدلال می‌شود که در بخش‌های مرتبط با گردشگری، برای کارگران با دستمزد کمتر (از نیروی کار غیرماهر تا کارگران نیمه‌ماهر) شغل بیشتری ایجاد می‌شود (Fernández & Incera, 2015; Lee & Kang,1998). بنرجی و همکاران[6] (۲۰۱۵) دریافتند که سرمایه‌گذاری گردشگری در هائیتی[7]، نرخ بیکاری را از ۲۶ درصد به ۲۳ درصد کاهش می‌دهد.

---

1. Balaguer & Cantavella-Jorda (2002)
2. Inchausti-Sintes (2015)
3. Lee & Brahmasrene (2013)
4. Dogru & Bulut (2018)
5. Brickell (2018)
6. Banerjee et al. (2015)
7. Haiti

چیچک و همکاران (۲۰۱۷)[1] اشاره کردند که گردشگری از دهه ۱۹۷۰ فرصت‌های شغلی بسیاری را برای زنان در ترکیه ایجاد کرده است. بااین‌حال، سایر مطالعات تأکید کردند که اشتغال در گردشگری، به‌ویژه در خدمات اقامتی و رستوران، معمولاً توسط خوداشتغالی یا کسب‌وکار خانوادگی انجام می‌شود (Fernández & Incera, 2015; Lundmark et al., 2014). جوکان و جوکان[2] (۲۰۱۳) استدلال کردند که توسعه صنعت گردشگری می‌تواند به‌نوعی یک سیاست اقتصادی در جهت کاهش اثرات اقتصادی حاصل از یک بحران در نظر گرفته شود.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

فروزان (۱۴۰۲) به مرور اثرات اقتصادی مثبت و منفی صنعت گردشگری پرداخت. پژوهش انجام شده از نظر هدف کاربردی و به لحاظ ماهیت روش کار از نوع توصیفی- تحلیلی بود. روش گردآوری داده‌ها در این پژوهش نیز از نوع اسنادی- کتابخانه‌ای بود. نتایج پژوهش نشان داد که صنعت گردشگری در یک منطقه می‌تواند به طور همزمان اثرات اقتصادی مثبت و منفی به همراه داشته باشد. به طوری که هر اثر اقتصادی مثبت در یک منطقه، می‌توان شاهد بروز اثرات منفی اقتصادی نیز بود و لازم است به‌گونه‌ای عمل شود که اثرات مثبت تقویت شده و تا حد امکان از بروز اثرات منفی جلوگیری شود.

نجفیان و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی و تحلیل اثرات اقتصاد سایه بر درآمد سرانه در بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ به روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده پانلی[3] در دو گروه کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته در کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداختند. بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی، اقتصاد سایه در کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معناداری بر درآمد سرانه در هر دو مجموعه کشورها دارد و تأثیرات این متغیر در کوتاه‌مدت برای کشورهای توسعه‌یافته از کشورهای درحال توسعه بیشتر بوده است. از طرفی، در بلندمدت اثرات این متغیر بر درآمد سرانه در کشورهای درحال توسعه منفی و معنی‌دار بوده است، اما برای کشورهای توسعه‌یافته این رابطه معنی‌داری لازم را ندارد. همچنین تأثیرات کوتاه‌مدت متغیر اقتصاد سایه در کشورهای درحال توسعه از تأثیرات بلندمدت آن کمتر است. در کشورهای توسعه‌یافته رابطه منفی اقتصاد سایه و درآمد سرانه در بلندمدت نسبت به دوره کوتاه‌مدت کوچک‌تر و بی‌معنی است. این نشان می‌دهد که آثار منفی اقتصاد سایه بر فرایند توسعه اقتصادی در بلندمدت برای کشورهای درحال توسعه تشدید شده است و آثار مخرب‌تری برجای خواهد گذاشت.

جلائی‌پور و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از روش تحلیل محتوا، مقوله‌های اصلی شامل صنعت توریسم، توسعه اشتغال، افزایش درآمد، توسعه زیرساخت‌های گردشگری، توسعه انسجام اجتماعی، توسعه هویت اجتماعی، توسعه ارتباطات اجتماعی شناسایی شدند که هر کدام از این مقوله‌ها، شامل چندین مقوله فرعی نیز بودند. مدل اندازه‌گیری این پژوهش دارای ۹۳ متغیر مشاهده شده و ۴۴ متغیر مکنون بوده است. مقدار معیار GOF برای مدل ارائه شده برابر است با ۰/۸۰۸ بوده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نقش سرمایه‌گذاری بر توسعه توریسم

1. Çiçek et al. (2017)
2. Jucan & Jucan (2013)
3. Panel Auto Regressive Distributed Lag

لازم و ضروری می‌باشد؛ ضعف داخلی و تهدیدات خارجی در این منطقه بالاست و نیازمند بازنگری و ارائه سیاست‌های مناسب درجهت رفع ضعف‌ها و تهدیدها با استفاده از نقاط قوت و فرصت می‌باشد و مدیریت شهری از عوامل تأثیرگذار در توسعه و بهبود گردشگری پایدار می‌باشد.

سازوار و نصراللهی (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر هزینه‌های نظامی بر اقتصاد سایهٔ ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۴ با استفاده از رویکرد معادلات ساختاری بر پایه حداقل مربعات جزئی[1] و نرم‌افزار SMART PLS پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که میانگین حجم اقتصاد سایه به تولید ناخالص داخلی طی دوره موردبررسی ۱۹/۳۱ درصد بوده و متغیر هزینه‌های نظامی تأثیر منفی و معنی‌داری بر اقتصاد سایه دارد؛ بنابراین افزایش مخارج نظامی برای ایجاد زیرساخت‌های لازم جهت تولید ادوات نظامی در داخل کشور به‌جای خرید از خارج، ضمن کاهش وابستگی نظامی کشور به قدرت‌های نظامی جهان، باعث ایجاد اشتغال، رونق اقتصادی، افزایش درآمد ملی و همچنین کاهش فعالیت‌های غیرمتعارف و سایه‌ای خواهد شد. دیگر عوامل اثرگذار بر اقتصاد سایه در ایران، شامل نرخ ارز رسمی، درآمد حاصل از منابع طبیعی، شاخص باز بودن اقتصاد، نرخ ارز در بازار سیاه، اندازه دولت و نرخ مؤثر مالیاتی بوده است که دراین‌بین متغیر درآمد حاصل از منابع طبیعی بیشترین اثر را بر گسترش اقتصاد سایه داشته است. از طرفی، اقتصاد سایه نیز بر مصرف انرژی، تقاضای پول و اشتغال تأثیر گذاشته است که تأثیر آن بر اشتغال در مجموع بیشتر از اثر بر دو متغیر دیگر است.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

کهیالار و همکاران (۲۰۲۴) به بررسی پیامدهای بلندمدت و کوتاه‌مدت گردشگری و اقتصاد سایه با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی ARDL و ECM و داده‌های سالانه از سال ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۸ برای کشور ترکیه پرداختند. در این پژوهش ابتدا، اندازه اقتصاد سایه با استفاده از روش مصرف برق تخمین زده شد؛ سپس برای ارزیابی تأثیر توسعه گردشگری بر اندازه اقتصاد سایه بکار برده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که بین این دو شاخص رابطه منفی وجود دارد و افزایش یک درصدی ورود گردشگران بین‌المللی منجر به کاهش ۰/۲۱ درصدی و ۰/۳۱۶ درصدی اندازه اقتصاد سایه به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده است. یعنی با توسعه بخش گردشگری، این بخش در نوسازی اقتصاد ترکیه نقش مهمی ایفا می‌کند و منجر به انتقال منابع از اقتصاد سایه به بخش رسمی می‌شود. از طرفی، در بلندمدت تأثیر صنعت گردشگری در کاهش اندازه اقتصاد سایه از تأثیر بخش مالی ترکیه پیشی می‌گیرد.

نگوین و همکاران (۲۰۲۳) ضمن تأکید به نقش مؤثر و مثبت گردشگری بر اقتصاد کشورها به بررسی تأثیرات این صنعت بر اقتصاد سایه پرداختند. در این مطالعه اثرات پنج شاخص گردشگری (شامل هزینه‌های گردشگری داخلی[2]، مخارج سفر و گردشگری بین‌المللی[3]، هزینه‌های گردشگری تجاری و تفریحی[4] و هزینه‌های گردشگری

1. Partial Least Squares
2. The Percentage Of Domestic Tourism Spending to GDP
3. The Percentage Of Internal Travel and Tourism Consumption to GDP
4. The Percentage Of Business Tourism Spending to GDP & Percentage Of Leisure Tourism Spending to GDP

برون‌گردی[1] را به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) در ۱۲۹ اقتصاد دنیا بین سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۶ و با استفاده از روش ARDL موردبررسی قرار دادند. نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش نشان داد که توسعهٔ ورود گردشگران به کشورهای موردبررسی، به میزان قابل‌توجهی اقتصاد سایه را کاهش می‌دهد؛ درحالی‌که گسترش گردشگری برون‌مرزی باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی زیرزمینی می‌شود. همچنین نتایج حاصل از بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، نشان دادند که تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه در طول بازهٔ زمانی موردبررسی قابل‌توجه است و این تأثیرگذاری در بلندمدت قوی‌تری است.

وو و اشنایدر (۲۰۲۱)[2] رابطهٔ بلندمدت U شکل بین تولید ناخالص داخلی سرانه و اندازه اقتصاد سایه را برای ۱۵۸ کشور با استفاده از معادله رگرسیون درجه دوم موردبررسی قرار دادند. برطبق نتایج پژوهش، رابطهٔ غیرخطی بلندمدت در اقتصاد سایه با استفاده از معادله رگرسیون درجه دوم شناسایی شده است و معتقدند که الگوی U شکل بین اقتصاد سایه و تولید ناخالص داخلی سرانه ارزش بررسی بیشتری را دارد. همچنین، بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، رابطه بین تولید ناخالص داخلی سرانه و اندازه اقتصاد سایه زمانی که توسعه کشور از یک مرحله خاص فراتر رود، موجب تسریع بهره‌وری تولید می‌شود. این امر ناشی از پیشرفت‌های صنعتی در بخش رسمی و نوآوری‌های فناورانه است.

ایساکو (۲۰۲۱)[3] تأثیر اقتصاد سایه بر نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت را در کشور اوگاندا با تکنیک ARDL در بازه زمانی ۱۹۹۱-۲۰۱۵ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اقتصاد سایه به طور قابل‌توجهی نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. در خصوص کشور اوگاندا، به نظر می‌رسد اندازه بزرگ اقتصاد سایه به‌جای مهار نابرابری درآمد، آن را تقویت می‌کند و نشان می‌دهد افرادی که نمی‌توانند در اقتصاد رسمی جذب شوند با فرصت‌های معیشتی کمتری روبرو هستند و انگیزه پیدا می‌کنند تا به دنبال فرصت‌های معیشتی در اقتصاد سایه باشند، سپس شکاف درآمدی بین ثروتمندان و فقرا افزایش می‌یابد.

مدینا و اشنایدر (۲۰۱۷)[4] اندازه اقتصاد زیرزمینی ۱۵۸ کشور جهان را در دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۱ را با استفاده از روش تقاضای ارز (CDA) و عوامل چندگانه با شاخص‌های چندگانه (MIMIC)[5] را برآورد کرده‌اند. این پژوهش به بررسی تأثیر برخی از متغیرهای برون‌زا، از جمله بار مالیاتی، بار مقرراتی، نرخ بیکاری، نرخ خوداشتغالی، شاخص آزادی اقتصادی و شاخص آزادی کسب‌وکار بر اقتصاد زیرزمینی پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که متوسط حجم اقتصاد زیرزمینی این کشورها در طی دوره مذکور، ۳۲/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی رسمی بوده است که این میزان از ۳۴/۸۲ درصد در سال ۱۹۹۱ به ۳۰/۶۶ درصد در سال ۲۰۱۵ کاهش‌یافته است. همچنین میانگین اقتصاد سایه در ۱۵۸ کشور موردبررسی، ۳۱/۹ بوده است و بین این کشورها بالاترین رقم اقتصاد سایه به ترتیب مربوط به کشورهای زیمباوه و بولیوی با اعداد ۶۰/۶ و ۶۲/۳ است و کمترین سطح اقتصاد سایه نیز مربوط به کشورهای اتریش و سوئیس با اعداد ۸/۹ و ۷/۲ است.

---

1. The Percentage Of Outbound Travel & Tourism Expenditure to GDP
2. Wu & Schneider (2021)
3. Esaku (2021)
4. Medina & Schneider (2017)
5. Multiple Indicators - Multiple Causes (MIMIC)

گوئل و همکاران (۲۰۱۷)[1] عوامل تعیین‌کننده اقتصادی (رفاه اقتصادی، باز بودن تجارت، اندازه دولت و تورم) و سیاسی (اثربخشی وتو فرهنگی، حزب کنگره و جنگ جهانی) بر اقتصاد زیرزمینی را برای کشور ایالات متحده طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۸۷۰ را با استفاده از تکنیک سری زمانی و مدل پویای کوتاه‌مدت و رابطهٔ بلندمدت تحلیل و بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که در میان عوامل اقتصادی، متغیر رفاه اقتصادی بر اقتصاد زیرزمینی بیشترین اثرگذاری را دارد. درحالی‌که با افزایش میزان باز بودن تجاری و اندازه دولت، سطح اقتصاد زیرزمینی کاهش‌یافته است. همچنین متغیر تورم به لحاظ آماری، اثر معناداری نداشت. از سوی دیگر در میان عوامل سیاسی، سطح اقتصاد زیرزمینی ایالات متحده در هر دو دورهٔ جنگ جهانی افزایش‌یافته است و اثربخشی وتوی ریاست‌جمهوری و تأثیر همگنی حزب کنگره از لحاظ آماری ناچیز است. از طرفی، در بررسی روابط کوتاه‌مدت بین اقتصاد سایه و عوامل تعیین‌کننده آن نتایج حاکی از این است که تفاوت‌های قابل‌توجهی وجود دارد.

۲-۳. نوآوری پژوهش

نوآوری اصلی این پژوهش در بررسی تأثیر شاخص بین‌المللی گردشگری (تعداد گردشگران ورودی) بر اقتصاد سایه نهفته است؛ موضوعی که تاکنون در هیچ مطالعه‌ای به‌طور مستقیم و با استفاده از این شاخص خاص مورد تحلیل قرار نگرفته است. اهمیت این نوآوری در آن است که ورود گردشگران خارجی می‌تواند از طریق گسترش فعالیت‌های اقتصادی رسمی، شفاف‌سازی مبادلات مالی و کاهش انگیزه برای مشارکت در فعالیت‌های غیررسمی، بر اندازه اقتصاد سایه تأثیرگذار باشد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

بررسی اثرگذاری صنعت گردشگری بر اقتصاد سایه در ۳۱ کشور[2] عضو منطقه منا[3] و گروه ۲۰ (G20)[4]، در طول دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۷ و با استفاده از نرم‌افزار استاتا و روش پنل- دیتا صورت گرفته است. بر اساس مطالعات انجام شده و باتوجه‌به مبانی نظری مطرح شده، الگوی مورد نظر بر اساس مدل مطالعه اشنایدر (۲۰۲۲) و نگوین و همکاران (۲۰۲۳) به شرح زیر است.

$$SE_{it} = \beta_0 + \beta_j X_{it} + \delta_1 TU_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

$$SE_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tu_{it} + \beta_2 Gu_{it} + \beta_3 Fdi_{it} + \beta_4 Ur_{it} + \beta_5 Tr_{it} + \delta_1 Pc_{it} + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن: i و t، به کشور i در سال t اشاره دارد.

---

1. Goel et al. (2017)

۲. به دلیل محدودیت‌های آماری که وجود داشت؛ ۱۸ کشور برای گروه ۲۰ و ۱۳ کشور برای منطقه منا انتخاب گردید.

۳. کشورهای عضو منا، عمده تولیدکننده نفت در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا هستند. حد این منطقه از کشور مراکش در شمال غربی قاره آفریقا آغاز می‌شود و تا ایران، شرقی‌ترین کشور منطقه خاورمیانه امتداد می‌یابد. این منطقه دارای ۶۰ درصد منابع نفتی و ۴۵ درصد منابع گازی جهان می‌باشد. اقتصاد این کشورها رابطه تنگاتنگی با تغییرات جهانی بهای نفت دارد.

۴. گروه جی ۲۰، یک سازمان بین‌دولتی متشکل از ۱۹ کشور به‌همراه اتحادیه اروپا و اتحادیه آفریقا است. این گروه برای رسیدگی به مسائل عمده مرتبط با اقتصاد جهانی مانند ثبات مالی بین‌المللی، تغییرات اقلیمی و توسعه پایدار فعالیت می‌کند.

SE بیانگر اقتصاد سایه است که داده‌های آن از مقاله اشنایدر (۲۰۲۲) گردآوری شده است. اگرچه، بحث‌هایی وجود دارد مبنی بر اینکه محاسبهٔ اقتصاد سایه قابل اندازه‌گیری نیست (Putnin & Sauka, 2015)؛ اما اشنایدر از جمله نظریه‌پردازان این حیطه محسوب می‌شود و در چندین مطالعه قبلی دیگر نیز شاخص این متغیر از مقالات اشنایدر استخراج شده است (برای مثال، Nguyen & Su, 2022). X بردار عوامل اقتصادی؛ شامل سطح درآمد سرانه (Pc)[۱]، نرخ بیکاری (Gu)[۲]، شهرنشینی (Ur)[۳]، باز بودن تجارت (Tr)[۴] و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (Fdi)[۵] است و دیگر متغیر کلیدی توسعه گردشگری بین‌المللی (Tu)[۶] است که به‌صورت تعداد گردشگران واردشده به کشور (برحسب میلیون نفر) می‌باشد. لازم به ذکر است که تمام متغیرهای ذکر شده از پایگاه داده‌های بانک جهانی (۲۰۱۷)[۷] جمع‌آوری شده‌اند. پس کشورهای موردبررسی از پایه اطلاعاتی یکسانی برخوردار هستند. به این علت که عموماً منبع یکسان در نحوه جمع‌آوری و محاسبه داده‌ها سطح خطای محاسباتی را کاهش می‌دهد. متغیرهای توضیحی بکار رفته در این پژوهش و منبع استخراج آنها در جدول شماره (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱: متغیرها و منابع داده‌های پژوهش

متغیرها	نماد	نحوه محاسبه	واحد	منبع آماری
اقتصاد سایه	SE	داده‌های محاسبه شده (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	درصد	اشنایدر (۲۰۲۲)
گردشگری	Tu	تعداد گردشگران بین‌المللی	میلیون نفر	بانک جهانی
نرخ بیکاری	Gu	نرخ بیکاری (درصدی از کل نیروی کار)	درصد	بانک جهانی
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	Fdi	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	درصد	بانک جهانی
جمعیت شهری	Ur	جمعیت شهری (درصدی از جمعیت کل)	درصد	بانک جهانی
باز بودن تجارت	Tr	مجموع صادرات و واردات (درصدی از تولید ناخالص داخلی)	درصد	بانک جهانی
تولید ناخالص داخلی سرانه	Pc	نسبت تولید ناخالص داخلی به کل جمعیت	دلار/نفر	بانک جهانی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. اثر این شاخص بر اقتصاد سایه در مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۲۳)، نجفیان و همکاران (۱۴۰۱)، کاربر و همکاران (۱۳۹۸) وخواجوی و همکاران (۱۳۹۰) قبلاً مورد استفاده قرار گرفته است.

۲. اثر این شاخص بر اقتصاد سایه در مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۲۳)، مدینا و اشنایدر (۲۰۱۷)، حسن و اشنایدر (۲۰۱۶)، آدریانا (۲۰۱۴)، اشنایدر و همکاران (۲۰۱۰)، دل‌آنو و همکاران (۲۰۰۷) قبلاً مورد استفاده قرار گرفته است.

۳. برای این متغیر از شاخص جمعیت شهری به صورت درصدی از کل جمعیت استفاده شده است. که در مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۲۳) و حسینی و نصراللهی (۱۳۹۶) بکار رفته است.

۴. اثر این شاخص بر اقتصاد سایه در مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۲۳)، وو و اشنایدر (۲۰۲۱)، گول و همکاران (۲۰۱۷)، واشیش (۲۰۱۶)، مسیله و یحیس (۲۰۱۵)، پیرایی و رجایی (۲۰۱۵)، منیا و همکاران (۲۰۱۴) و سزوار و نصراللهی (۱۳۹۹) قبلاً مورد استفاده قرار گرفته است.

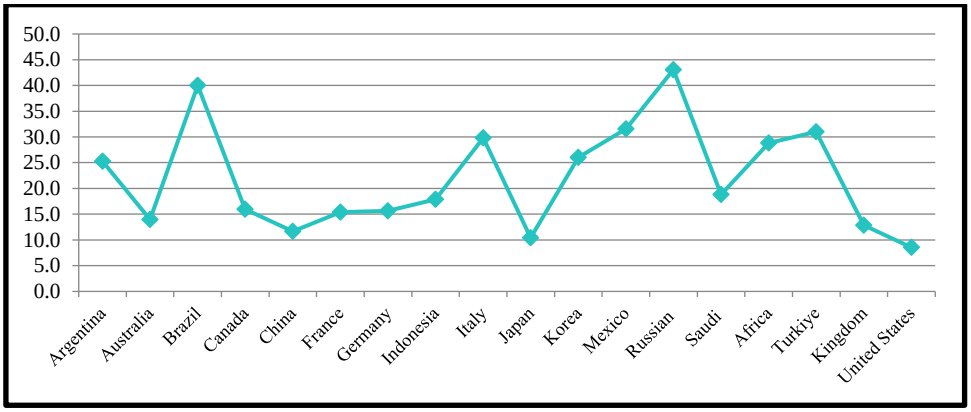
۵. اثر این شاخص بر اقتصاد سایه در مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۲۳)، فاضل و المسافیر (۲۰۱۵)، صلاحدجاف (۲۰۱۵)، عمری و کاهولی (۲۰۱۴)، بنداری و همکاران (۲۰۰۷) و کامپوس و کینوشینا (۲۰۰۲) قبلاً مورد استفاده قرار گرفته است.

۶ . اثر این شاخص بر اقتصاد سایه در مطالعات نگوین و همکاران (۲۰۲۳) و دین و همکاران (۲۰۲۲) قبلاً مورد استفاده قرار گرفته است.

7. https://datatopics.worldbank.org

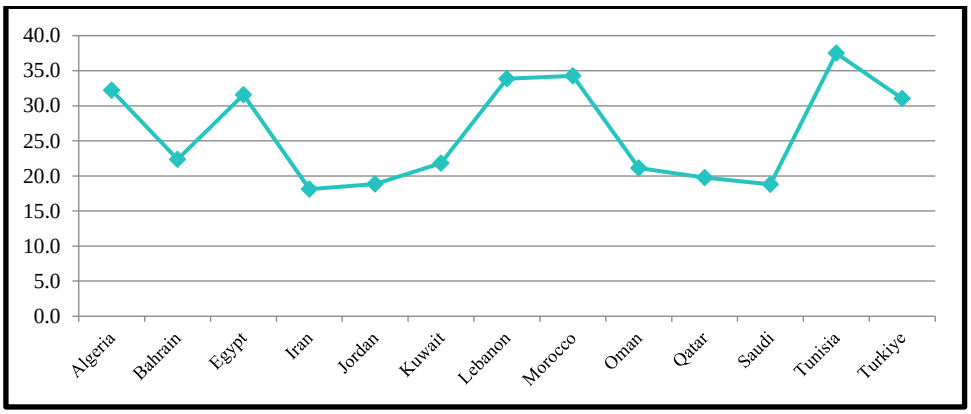
۴. یافته‌های پژوهش

در ادامه شاخص اقتصاد سایه برای ۱۸ کشور عضو گروه ۲۰ و ۱۳ کشور عضو منا در سال ۲۰۲۰ در نمودار زیر رسم شده است[۱]. برطبق اطلاعات استخراج شده، در بین ۱۸ کشور از کشورهای عضو G20، بیشترین رقم شاخص اقتصاد سایه ۴۳، ۴۰ و ۳۱/۵ می‌باشند، که به ترتیب مختص کشورهای روسیه، برزیل و مکزیک هستند؛ که حاکی از سهم بالای فعالیت‌های اقتصادی ثبت‌نشده در این کشورها در مقایسه با ۱۵ کشور دیگر است. همچنین کمترین رقم شاخص اقتصاد سایه ۸/۵، ۱۰/۵ و ۱۱/۶ می‌باشد، که به ترتیب مختص کشورهای امریکا، ژاپن و چین هستند؛ که نشان می‌دهد در این کشورها نسبت به کشورهای عضو گروه، فعالیت‌های قانونی سهم بالایی در اقتصاد این کشورها دارند و سهم اقتصاد سایه در این کشورها کوچک است.



شکل ۱: شاخص اقتصاد سایه در سال ۲۰۲۰ برای کشورهای G20.

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲: شاخص اقتصاد سایه در سال ۲۰۲۰ برای کشورهای MENA

مأخذ: یافته‌های پژوهش

---

۱. به علت دردسترس نبودن برخی اطلاعات آماری در دو گروه مورد بررسی، برخی از کشورها حذف شدند. بنابراین کشورهای مورد بررسی در منا عبارتند از: الجزایر، بحرین، مصر، ایران، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، قطر، عربستان، تونس و ترکیه وکشورهای مورد بررسی عضو گروه ۲۰ نیز عبارتند از: آرژانتین، استرالیا، برزیل، کانادا، چین، فرانسه، آلمان، اندونزی، ایتالیا، ژاپن، کره جنوبی، مکزیک، روسیه، عربستان، آفریقای جنوبی، ترکیه، انگلستان و امریکا.

در خصوص ۱۳ کشور از کشورهای عضو منا، داده‌ها نشان دادند که بیشترین رقم شاخص اقتصاد سایه با ارقام ۳۷/۵، ۳۴/۳ و ۳۳/۹ می‌باشند، که به ترتیب مربوط به کشورهای تونس، مراکش و لبنان هستند. همچنین در این بین کمترین رقم شاخص اقتصاد سایه ارقام ۱۸/۱۱، ۱۸/۸ و ۱۹/۹ می‌باشند، که به ترتیب به کشورهای ایران، اردن و عربستان (به طور همزمان) و قطر اختصاص دارند. لازم به ذکر است که در کشور ایران، شاخص اقتصاد سایه از سال ۲۰۱۷ (با عدد ۱۷/۵) روند افزایشی داشته است و در سال ۲۰۲۰ به عدد ۱۸/۱ رسیده است. اگرچه در مقایسه با سایر کشورهای عضو منا، کمترین میزان فعالیت‌های غیرقانونی را داشته است.

در اقتصادسنجی داده‌های ترکیبی[1]، فرض بر این است که داده‌های مورداستفاده دارای استقلال مقطعی هستند. بااین‌حال، وابستگی بین مقاطع می‌تواند ناشی از عواملی مانند پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده‌نشده در مقاطع مختلف باشد. عدم توجه به بررسی وابستگی مقطعی ممکن است به نتایج غیرقابل‌اتکا و گمراه‌کننده‌ای منجر شود که می‌تواند تحلیل‌ها و استنتاج‌های اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار دهد؛ بنابراین، ضروری است که این وابستگی‌ها به طور دقیق موردبررسی قرار گیرند تا از صحت و اعتبار نتایج اطمینان حاصل شود (Hoyos & Sarafidis, 2006)؛ بنابراین، نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی، تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر آزمون‌های (Breusch-Pagan, 1980) و آزمون وابستگی مقطعی[2] (Pesaran, 2004) ارائه شده‌اند که فرض صفر آنها استقلال مقطعی است (نجفی، ۱۳۹۷). این آزمون‌ها به پژوهشگران کمک می‌کنند تا بررسی کنند که آیا داده‌های مورداستفاده در مدل‌های پانلی به طور مستقل از یکدیگر عمل می‌کنند یا خیر، و در صورت وجود وابستگی، ممکن است نیاز به اصلاح مدل یا استفاده از روش‌های خاصی برای کنترل این وابستگی‌ها باشد.

در این پژوهش از آزمون وابستگی مقطعی پسران استفاده شده است. از مزیت‌های این آزمون این است که برای داده‌های تابلویی متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است، بدین صورت که برخلاف روش بروش-پاگان، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نتایج قابل اعتمادی ارائه می‌نماید. در ادامه نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲) نشان داده شده است. باتوجه‌به نتایج به‌دست‌آمده در جدول فوق، فرض صفر مبنی بر عدم وابستگی مقطعی در مدل‌های موردبررسی در سطح احتمال ۹۵ درصد تأیید شده است؛ بنابراین، داده‌های موردبررسی دارای استقلال مقطعی هستند.

جدول ۲. نتایج آزمون وابستگی مطقعی پسران

انواع مدل	آماره آزمون	احتمال
کشورهای عضو منا	-۱/۵۱۵	۰/۱۲۹
کشورهای عضو گروه ۲۰	۱/۴۵۲	۰/۱۴۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1 Panel Data
2 Cross-Sectional Dependence

گام بعدی بررسی مانایی داده‌های مورداستفاده است، ازآنجاکه فرض صفر آزمون وابستگی مطقعی، در داده-های پانل تأیید گردد، در بررسی ریشه واحد پانلی، می‌توان از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی نسل اول، مانند لین، لوین - چن[1]، ایم، پسران و شین[2]، مادالا و وو[3] و غیره استفاده کرد. در این پژوهش از آزمون مادالا و وو استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۳) نشان‌داده‌شده است. بر اساس نتایج جدول (۳)، در آزمون مانایی داده‌های کشورهای عضو منا، متغیر وابسته (شاخص SE) و متغیرهای مستقل باز بودن تجارت (Tr) و درآمد سرانه (Pc) با یک وقفه مانا شده‌اند و سایر متغیرهای مستقل در سطح مانا هستند و در کشورهای عضو گروه ۲۰، متغیر وابسته (شاخص SE) و متغیرهای نرخ شهرنشینی (Ur)، مستقل باز بودن تجارت (Tr) و درآمد سرانه (Pc) با یک وقفه مانا شده‌اند و سایر متغیرهای مستقل در سطح مانا هستند.

جدول ۳: نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

نام متغیرها	نماد	کشورهای عضو منا			کشورهای عضو گروه ۲۰		
		آماره	احتمال	مرتبه مانایی	آماره	احتمال	مرتبه مانایی
اقتصاد سایه	SE	-۵/۴۳	۰/۰۰۰	I(1)	-۴/۶۰	۰/۰۰۰	I(1)
گردشگری	Tu	-۱/۳۰	۰/۰۹۶	I(0)	-۱/۸۳	۰/۰۳۳	I(0)
نرخ بیکاری	Gu	-۹/۰۴	۰/۰۰۰	I(0)	-۷/۶۲	۰/۰۰۰	I(0)
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	Fdi	-۳/۷۹	۰/۰۰۱	I(0)	-۵/۹۵	۰/۰۰۰	I(0)
جمعیت شهری	Ur	-۱۴/۴۲	۰/۰۰۰	I(0)	-۷/۵۹	۰/۰۰۰	I(1)
باز بودن تجارت	Tr	-۱۰/۰۱	۰/۰۰۰	I(1)	-۱۲/۴۷	۰/۰۰۰	I(1)
تولید ناخالص داخلی سرانه	Pc	-۶/۴۹	۰/۰۰۰	I(1)	-۸/۲۰	۰/۰۰۰	I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به دلیل اینکه برخی از متغیرهای موردبررسی در این تحقیق در سطح ایستا نیستند، امکان رگرسیون کاذب وجود دارد. بنابراین به منظور اطمینان از نتایج به‌دست‌آمده، باید وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها بررسی شود. آزمون‌های مختلفی به منظور بررسی ارتباط بلندمدت و رابطه هم انباشتگی میان متغیرها در داده‌های پانلی نظیر آزمون‌های (Pedroni, 1991;2004)، (Westerlund, 2007) و (Kao, 1999) وجود دارد. در این تحقیق به دلیل ماهیت داده‌های پانل (نامتوازنی) از آزمون پدرونی جهت بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت استفاده گردید؛ که فرض صفر در این آزمون، حاکی از عدم وجود رابطه هم انباشتگی است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون کائو، فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی در سطح احتمال ۹۰ درصد در هر دو کشورهای عضو منا و گروه ۲۰ رد شده است و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را می‌توان پذیرفت؛ بنابراین بدون هراس از وجود رگرسیون کاذب، می‌توان متغیرها را در سطح بکار برد.

1. Panel Unit Root Levin- Lin
2. Panel Unit Root Im, Pesaran & Shin
3. Maddala & Wu

جدول ۴: نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

نام متغیرها	آماره	احتمال
کشورهای عضو منا	۵/۴۹	۰/۰۰۰
کشورهای عضو گروه ۲۰	۵/۸۶	۰/۰۰۰

مآخذ: یافته‌های پژوهش

برای انتخاب نوع تخمین با استفاده از روش داده‌های تلفیقی و داده‌های تابلویی[1] از آزمون چاو[2] (با فرض صفر عدم وجود اثرات ثابت) استفاده شده است. پس از آن آزمون هاسمن[3]، برای انتخاب بین دو روش اثرات ثابت و تصادفی موردبررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۵) نشان داده شده است. طبق نتایج، فرض صفر آزمون چاو مبنی بر وجود اثرات ثابت در هر دو مدل موردبررسی برای کشورهای عضو منا و گروه ۲۰، با احتمال ۹۹ درصد تأیید می‌شود و مدل‌های مورد نظر به‌صورت داده‌های تابلویی تخمین زده می‌شوند، از سوی دیگر، بر اساس نتایج آزمون هاسمن با سطح اطمینان ۹۹ درصد، فرض صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی تأیید می‌شود. بنابراین، باتوجه‌به آزمون‌های انجام‌شده که در جدول فوق ارائه شده است، مدل معرفی‌شده با استفاده از روش داده‌های ترکیبی و روش اثرات تصادفی تخمین زده می‌شود. نتایج حاصل در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۵: نتیجه آزمون‌های پانل

مدل‌ها	آماره	مقدار	احتمال	نتیجه
کشورهای منا	آزمون F لیمر	۱۲۴۷/۵۵	۰/۰۰۰	تأیید داده‌های ترکیبی
	آزمون هاسمن	۵/۹۹	۰/۴۲۴	تأیید روش اثرات تصادفی
کشورهای گروه ۲۰	آزمون F لیمر	۲۶۷۱/۳۶	۰/۰۰۰	تأیید داده‌های ترکیبی
	آزمون هاسمن	۴/۴۷	۰/۶۱۳	تأیید روش اثرات تصادفی

مآخذ: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۶)، ضریب گردشگری بین‌المللی (Tu) در سطح احتمال ۹۵ درصد، دارای تأثیر منفی بر اقتصاد سایهٔ کشورهای عضو منا می‌باشد، تأثیر منفی گردشگری بر اقتصاد سایه در کشورهای عضو منا بدین معنی است که هرچه میزان ورود گردشگران در این کشورها افزایش می‌یابد، سطح اقتصاد سایه در کشورهای موردبررسی به میزان ۰/۰۴۲ کاهش می‌یابد. استدلال می‌شود که با ورود گردشگران به یک کشور در بخش‌های مرتبط با گردشگری، شغل بیشتری ایجاد می‌شود و نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. همچنین، با ایجاد اشتغال به‌ویژه خدمات اقامتی، خوداشتغالی و کسب‌وکارهای خانوادگی رواج پیدا می‌کند. به طورکلی می‌توان گفت؛ که توسعه صنعت گردشگری می‌تواند به‌نوعی یک سیاست اقتصادی در راستای کاهش اثرات اقتصادی و مخرب بحران‌ها محسوب

1. Polling Data and Panel Data
2. Chow Test
3. Hausman Test

شود. شاخص گردشگری بین‌المللی در کشوهای عضو گروه ۲۰ اثرمعناداری نداشته است؛ که می‌توان گفت به دلیل اینکه عمدتاً کشورهای عضو گروه ۲۰ پیشرفته و صنعتی هستند، پس بخش رسمی در اقتصاد آنها گسترده‌تر از بخش غیررسمی است و بیشتر فعالیت‌ها تحت نظارت دولت و با مقررات شفاف‌تر صورت می‌گیرد و فضای کمتری برای گسترش اقتصاد سایه وجود دارد. از طرفی، غالباً در این کشورهای پیشرفته گردشگری بیشتر با شرکت‌های مسافرتی رسمی و سازمان‌یافته فعالیت می‌کنند و کمتر متاثر از عوامل اثرگذار بر اقتصاد سایه هستند.

جدول ۶: نتایج برآورد مدل پژوهش

متغیرها	نماد	کشورهای عضو منا			کشورهای عضو گروه ۲۰		
		ضریب	آماره Z	سطح احتمال	ضریب	آماره Z	سطح احتمال
ضریب ثابت	Cons	۲۶/۲۹	۹/۳۰	۰/۰۰۰	۲۸/۰۷	۱۰/۹۷	۰/۰۰۰
گردشگری	Tu	-۰/۰۴۲	-۲/۷۶	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۴	-۱/۴۵	۰/۱۴۶
نرخ بیکاری	Gu	۰/۰۱۱	۳/۲۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۵	۲/۰۷	۰/۰۳۸
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	Fdi	-۰/۰۳۹	۳/۲۳	۰/۰۰۱	-۰/۰۱۷	-۲/۸۸	۰/۰۰۴
جمعیت شهری	Ur	۰/۰۳۶	۱/۴۲	۰/۱۵۵	-۰/۰۰۵	-۰/۲۳	۰/۸۱۵
باز بودن تجارت	Tr	-۰/۰۱۴	-۲/۲۹	۰/۰۲۲	-۰/۰۱۶	-۲/۸۸	۰/۰۰۴
تولید ناخالص داخلی سرانه	Pc	-۰/۱۵۱	-۶/۸۸	۰/۰۰۰	-۰/۲۰۱	-۸/۸۳	۰/۰۰۰

مآخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص نرخ بیکاری (Gu)، در سطح احتمال ۹۵ درصد، با ضرایب ۰/۰۱۱ و ۰/۰۰۵، به ترتیب برای هر دو کشورهای عضو منا و گروه ۲۰، دارای تأثیر مثبت بر سطح اقتصاد سایه است. بدین معنی که با افزایش نرخ بیکاری، میزان اقتصاد سایه در این کشورها نیز افزایش می‌یابد و بیشترین اثرگذاری این شاخص بر اقتصاد سایه برای کشورهای عضو منا بوده است. لازم به ذکر است که طبق رابطهٔ مبهم بیکاری و اقتصاد سایه در مبانی نظری، اما رابطه مثبت بین نرخ بیکاری و اقتصاد سایه در بسیاری از مطالعات خارجی (Nchor & Adamec, 2015; Dell'Anno & Solomon, 2008; Schneider & Buehn, 2017; Schneider, 2013) و داخلی (سامتی و آل‌بوسویلم، ۱۳۸۸؛ رجایی و پیرایی، ۱۳۹۶؛ مداح و فراهتی، ۱۳۹۸؛ و شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۹) تأیید شده است. تأیید این رابطهٔ مثبت می‌تواند حاکی از این باشد که در اغلب کشورهای مدنظر در هر دو کشورهای عضو منا و گروه ۲۰، با افزایش نرخ بیکاری، ورود به دوره رکود اقتصادی و کاهش تقاضای نیروی کار شکل می‌گیرد و افراد بیشتر ترغیب می‌شوند تا به سمت فعالیت‌های زیرزمینی و پنهان روی آوردند و همین امر سبب افزایش سطح اقتصاد سایه می‌شود.

یکی دیگر از متغیرهای مهم و مؤثر بر اقتصاد سایه، متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (Fdi) می‌باشد؛ که در برآوردها ضرایب آن برای هردو کشورهای عضو منا و گروه ۲۰ منفی و معنادار به‌دست‌آمده است. بدین معنی که هرچه میزان سرمایه‌گذاری خارجی در این کشورها افزایش یابد، سطح اقتصاد سایه کاهش می‌یابد. بر اساس

نتایج به‌دست‌آمده، Fdi با ضریب ۰/۰۳۹ نسبت به ضریب ۰/۰۱۷ (برای کشورهای عضو گروه ۲۰)، تأثیر بیشتری بر اقتصاد سایه کشورهای عضو منا دارد. تأثیر منفی Fdi بر اقتصاد سایه نشان‌دهنده‌ی این است که در این کشورها، با افزایش جریان ورودی Fdi، سطح فعالیت‌های اقتصاد رسمی بیشتر گسترش می‌یابد و محدودیتی در گسترش فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی خواهد بود.

دیگر متغیر اثرگذار، باز بودن تجارت (Tr) است که برطبق نتایج جدول بالا، در هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی تأثیر منفی و معناداری بر اقتصاد سایه داشته است و از نظر میزان اثرگذاری، می‌توان گفت که ضرایب به‌دست‌آمده برای هر دو گروه به هم نزدیک بوده است. این ضریب برای کشورهای عضو منا و کشوهای عضو گروه ۲۰ به ترتیب ۰/۰۱۴ و ۰/۰۱۷ به‌دست‌آمده است. درواقع، با حذف موانع تجاری و گسترش روابط بین‌الملل کشورها، فرصت‌های شغلی بیشتری بوجود می‌آید. همچنین باز بودن تجارت از طریق انتقال فناوری پیشرفته برای هر دو طرف تجاری، فعالیت‌های به طور الزام‌آوری به سمت قانونی بودن و شفافیت اطلاعات سوق می‌دهد و از طرفی، باعث تخصص بالاتر در اقتصادهای داخلی می‌شود و چنین تخصص‌هایی نیازمند فعالیت‌های پیچیده برای اخذ مجوزهای فعالان اقتصادی خواهد بود و سهم اقتصاد سایه را کاهش می‌دهد. تأثیر منفی باز بودن تجارت بر اقتصاد سایه، در مطالعات اشنایدر (۲۰۱۲) و شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹) نیز تأیید شده است.

در بررسی تأثیرگذاری متغیر نرخ شهرنشینی (Ur) بر اقتصاد سایه، در هردو گروه از کشورهای موردبررسی اثر معناداری نداشته است. بنابراین می‌توان گفت این متغیر در طول دوره زمانی موردبررسی و برای جامعه آماری مدنظر، تأثیری بر اقتصاد سایه برجای نگذاشته است. بدین معنی که با تغییرات جمعیت شهری، سطح اقتصاد سایه در این کشورها تغییری نمی‌کند. در نهایت متغیر درآمد سرانه (Pc) با ضرایب ۰/۱۵ و ۰/۲۰ به ترتیب برای کشورهای عضو منا و گروه ۲۰ دارای تأثیر منفی و معنادار بر اقتصاد سایه این کشورها شده است؛ تاثیرگذاری بیشتر آن برای کشورهای عضو گروه ۲۰ بیشتر می‌باشد. ازآنجاکه، افزایش درآمد سرانه به معنای بهبود وضع اقتصادی و شرایط کسب‌وکار در فعالیت‌های رسمی و غیررسمی اقتصاد است و هرچه سطح درآمد سرانه این کشورها بالاتر رود، سطح فعالیت‌های اقتصاد سایه کاهش می‌یابد؛ بنابراین هرچه در کشورهای عضو منا و گروه ۲۰، مقدار درآمد سرانه بیشتر شده است، اوضاع اقتصادی بهبود یافته است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از محاسبهٔ تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه ضرایب انفرادی در هر مقطع، بین ۱۳ کشور عضو منا، فقط در کشور لبنان دارای ضریب مثبت و معنادار شده است و در کشور قطر نیز معنادار نشده است؛ ولی در سایر کشورها این تأثیرگذاری منفی و معنادار شده است. لازم به ذکر است که در بین این ۱۳ کشور موردبررسی، کشور ایران بالاترین ضریب (۳/۸۶-) را دارد، که حاکی از اهمیت بالای نقش صنعت گردشگری بر اقتصاد سایه می‌باشد. در بررسی ۱۸ کشور عضو گروه ۲۰، تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه تنها در ۵ کشور آرژانتین، استرالیا، آلمان، ژاپن و مکزیک تأیید شده است، که در کشور آلمان، این ضریب منفی (۰/۴۱-) به‌دست‌آمده است. تحلیل صورت گرفته در خصوص تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه در کشورهای عضو منا و کشور آلمان، به این معنی است که افزایش سطح توریسم در کشورهای عضو منا، باعث کاهش سطح اقتصاد سایه و بهبود اوضاع اقتصادی شده است، که با تئوری‌های مطرح شده و مورد انتظار همخوانی دارد. در خصوص کشور

لبنان و ۴ کشور عضو گروه ۲۰، با افزایش ورود گردشگران به این کشور، سطح فعالیت‌های در اقتصاد سایه افزایش یافته است و ورود گردشگران به این کشورها، سبب رشد فعالیت‌های غیررسمی در اقتصاد گسترش یافته است تأثیر مثبت توریسم بر رشد اقتصاد سایه کشور لبنان می‌تواند به دلیل اوضاع جنگی پیش آمده در این کشور باشد و در مورد ۴ کشور عضو گروه ۲۰، در واقع اغلب از این واقعیت ناشی می‌شود که بخش وسیعی از اشتغال در صنعت گردشگری (مانند خدمات اقامتی و رستوران) عمدتاً توسط خوداشتغالی یا کسب‌وکار خانوادگی انجام می‌شود که به توسعه فعالیت‌های اقتصادی غیررسمی کمک می‌کند (Incera & Fernández, 2015)

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در دهه‌های اخیر، رشد سریع صنعت گردشگری در سرتاسر جهان، توجه بسیاری از پژوهشگران اقتصاد گردشگری را به خود جلب کرده است و تأکید شده است که صنعت گردشگری یکی از بخش‌هایی است که بیشترین اثرگذاری را بر اقتصاد، در راستای رشد بیشتر اشتغال، صادرات و رونق اقتصادی به همراه خواهد داشت و می‌توان انتظار اهمیت نسبی صنعت گردشگری بر اقتصاد را داشت؛ بنابراین، باتوجه‌به اهمیت و نقش اقتصاد سایه در مباحث اقتصادی و همچنین تأثیر قابل‌توجه صنعت گردشگری بر اقتصاد داخلی و خارجی کشورها، این پژوهش به بررسی و تحلیل اثرات صنعت گردشگری بر دو گروه از کشورهای عضو گروه ۲۰ و منطقه منا در بازه زمانی ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۱ با روش پنل- دیتا در نرم افزار استاتا می‌پردازد.

طبق نتایج، گردشگری تأثیر منفی بر اقتصاد سایهٔ کشورهای عضو منا دارد، اما همین متغیرها در کشوهای گروه ۲۰ اثرمعناداری نداشته است. شاخص نرخ بیکاری نیز با ضرایب ۰/۰۱۱ و ۰/۰۰۵، به ترتیب برای هر دو کشورهای منا و گروه ۲۰، دارای تأثیر مثبت بر سطح اقتصاد سایه است. بدین معنی که با افزایش نرخ بیکاری، میزان اقتصاد سایه در این کشورها نیز افزایش می‌یابد و بیشترین اثرگذاری این شاخص بر اقتصاد سایه برای کشورهای عضو منا بوده است. یکی دیگر از متغیرهای مهم و مؤثر بر اقتصاد سایه، متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد؛ که در برآوردها ضرایب آن برای هردو کشورهای عضو منا و گروه ۲۰ منفی و معنادار به‌دست‌آمده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر بیشتری بر اقتصاد سایه کشورهای عضو منا در مقایسه با کشورهای گروه ۲۰ دارد. در بررسی تأثیرگذاری متغیر نرخ شهرنشینی بر اقتصاد سایه، در هردو گروه از کشورهای موردبررسی اثر معناداری نداشته است. دیگر متغیر اثرگذار، باز بودن تجارت است، که برطبق نتایج، در هر دو گروه از کشورهای موردبررسی تأثیر منفی و معناداری بر اقتصاد سایه داشته است و از نظر میزان اثرگذاری، می‌توان گفت که ضرایب به‌دست‌آمده برای هر دو گروه به هم نزدیک بوده است. در نهایت متغیر درآمد سرانه دارای تأثیر منفی و معنادار بر اقتصاد سایه کشورهای عضو منا و گروه ۲۰ شده است و تأثیرگذاری بیشتر آن برای کشورهای عضو گروه ۲۰ بیشتر می‌باشد. در نهایت، به محاسبهٔ تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه به‌صورت ضرایب انفرادی در هر مقطع پرداخته شد، نتایج حاکی از این بود که در بین ۱۳ کشور عضو منا، فقط در کشور لبنان گردشگری بر اقتصاد سایه تأثیر مثبت و معناداری داشته است و در کشور قطر نیز معنادار نشده است؛ ولی در سایر کشورها این تأثیرگذاری منفی و معنادار شده است. لازم به ذکر است که در بین این ۱۳ کشور

موردبررسی، کشور ایران بالاترین ضریب را دارد، که حاکی از اهمیت بالای نقش صنعت گردشگری بر اقتصاد سایه می‌باشد. در بررسی ۱۸ کشور عضو گروه ۲۰، تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه در کشورهای آرژانتین، استرالیا، آلمان، ژاپن و مکزیک تأیید شده است و تنها در کشور آلمان، این ضریب منفی به‌دست‌آمده است.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده و باتوجه‌به ضریب منفی گردشگری بر اقتصاد سایه، توصیه می‌شود به اجرای سیاست‌ها و راهکارهایی پرداخته شود که با گسترش و توسعه صنعت گردشگری همراه باشد، تا منجر به محدودیت فعالیت‌هایی در حوزه اقتصاد سایه شود. در این راستا پیشنهاد می‌گردد کشورهای عضو منا به توسعه زیرساخت-های گردشگری و رسمی‌سازی فعالیت‌ها بپردازند و با ارائه تخفیف‌های مالیاتی و تسهیلات بانکی به توسعه هتل‌ها و مراکز اقامتی رسمی اقدام کنند. از سویی دیگر، دولت در این کشورها می‌تواند با استفاده از فناوری دیجیتال و قانونی که منجر به نظارت قوی‌تر دولت می‌گردد، از توسعه معاملات نقدی و غیررسمی ممانعت به عمل آورد. ازطرفی، برطبق ضریب منفی باز بودن تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اقتصاد سایه، بایستی دولت‌ها در گسترش روابط بین‌المللی و حمایت از اقتصاد باز نقش حامی داشته باشند که این مهم می‌تواند به افزایش درآمد سرانه کشورها که خود نیز از مؤلفه‌های اثرگذاری منفی بر اقتصاد سایه بود، کمک‌کننده باشد.

برای تحقیقات آینده، سه مسیر پژوهشی پیشنهاد می‌شود. نخست، انجام مطالعات تطبیقی درباره تأثیر گردشگری بر اقتصاد سایه در کشورهای با سطوح مختلف درآمد (بالا، متوسط و پایین) می‌تواند به درک تفاوت‌های ساختاری کمک کند. دوم، بررسی نقش فناوری و اقتصاد دیجیتال در تعامل با شاخص گردشگری و تحلیل تأثیر ترکیبی آن‌ها بر اقتصاد سایه، چشم‌انداز جدیدی برای سیاست‌گذاری ارائه خواهد داد. سوم، بهره‌گیری از رویکردهای ترکیبی کمی و کیفی، از جمله انجام مصاحبه‌های عمیق با فعالان بخش گردشگری، می‌تواند به شفاف‌سازی سازوکارهای اثرگذاری و ارائه تحلیل‌های جامع‌تر منجر شود.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در 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 پژوهش و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

کد ارکید (ORCID)

Zahra Najafi *http://orcid.org/0000-0002-2617-6181*

Somayeh Jamali *http://orcid.org/0000-0003-4359-1667*

Kaveh Parandin *http://orcid.org/0000-0002-6798-5102*

منابع و مأخذ

پیرایی، خسرو و رجایی، حسنعلی. (۱۳۹۴). اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی در ایران و بررسی علل و آثار آن. *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۹) ۹، ۴۲-۲۱. https://www.jmsp.ir/article_10304.html

تقی نژاد، عمران و نیک‌پور، معصومه. (۱۳۹۲). اقتصاد زیرزمینی و علت‌های آن: مطالعه موردی ایران. *فصلنامه اقتصادی کاربردی ایران*، ۲(۸)، ۷۲-۵۳. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23222530.1392.2.8.5.8

جلائی‌پور، فاطمه، پیراهری، نیر، موسایی، میثم، وثوقی، منصور و شریفی، منصور. (۱۴۰۱). تحلیل و ارزیابی اثر صنعت توریسم بر توسعه اجتماعی – اقتصادی شهر کرمانشاه. *فصلنامه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۳۹، ۳۵۶-۳۲۷. http://mieaoi.ir/article-1-1244-fa.html

حسینی، اسراالسادات و نصراللهی، زهرا. (۱۳۹۶). بررسی رابطه بین توسعه‌بخش مالی و اقتصاد زیرزمینی در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی* (رشد و توسعه پایدار)، ۱۷(۱)، ۲۴-۱. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1396.17.2.7.9

خواجوی، ملیحه، رضایی، ابراهیم و خداویسی، حسن. (۱۳۹۰). برآورد اقتصاد زیرزمینی و شکاف مالیاتی در ایران: رویکرد شاخص‌های چندگانه – علل چندگانه، *نشریه پژوهش‌نامه اقتصادی*، (۳)۱۱، ۶۵-۹۰. https://joer.atu.ac.ir/article_2613.html

سازوار، منصور و نصراللهی، زهرا. (۱۴۰۱). تأثیر هزینه‌های نظامی بر اقتصاد سایه در ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۹(۳)، ۳۳-۶۱. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.30345.2125

شاه‌آبادی، ابوالفضل، کردبچه، حمید و شاهسوند، هانیه. (۱۳۹۹). اندازه‌گیری حجم اقتصاد زیرزمینی در کشورهای منتخب درحال‌توسعه دارای فراوانی منابع طبیعی. *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۵(۳)، ۸۰-۵۱. https://doi.org/10.30465/jnet.2020.6122

فروزان، میرامیر. (۱۴۰۲). مروری بر اثرات اقتصادی صنعت گردشگری. *فصلنامه جغرافیا و روابط انسانی*، ۶(۳)، ۳۱۶-۳۰۴. https://doi.org/10.22034/gahr.2023.395282.1864

کاربر، رضا، کریمی تکانلو، زهرا و رستم‌زاده، پرویز. (۱۳۹۸). برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی به روش تقاضای پول در استان‌های ایران و بررسی عوامل مؤثر بر آن. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۲)، ۱۸۸-۱۶۱. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7764.html

مداح، مجید و فراهتی، محبوبه. (۱۳۹۸). تحلیل تجربی اثر مستقیم بیکاری بر اقتصاد سایه در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۴(۲)، ۴۴۱-۴۱۹. https://doi.org/10.22059/jte.2019.71338

نجفی، زهرا. (۱۳۹۷). *تحلیل تأثیر نوآوری و اندازه دولت بر تجارت درون صنعت در یک مدل مبتنی بر برخورداری عامل شومپیتری*. (رساله دکتری رشته علوم اقتصادی گرایش بین‌الملل)، دانشگاه اصفهان

نجفیان، سمیه، فطرس، محمدحسن و حاجی، غلامعلی. (۱۴۰۱). تجزیه‌وتحلیل اثرات اقتصاد سایه بر درآمد سرانه در منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته. *نشریه بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۹(۲). https://doi.org/10.22084/aes.2023.27465.3560

References

Adriana, D. (2014). The Relationship between Shadow Economy and Unemployment Rate. An ARDL Causality Analysis for the Case of Romania. *Romanian Statistical Review*, 63(4), 46-62.

Ahmed, E. M. (2012). Are the FDI inflow spillover effects on Malaysia's economic growth input driven?, *Ecoomic Modelling*, 29(4), 1498–1504. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.04.010

Balaguer, J., & Cantavella-Jorda, M. (2002). Tourism as a long-run economic growth factor: the Spanish case, *Applied Economics*, 34(7), 877–884. https://doi.org/10.1080/00036840110058923

Banerjee, O., Cicowiez, M., & Gachot, S. (2015). A quantitative framework for assessing public investment in tourism – an application to Haiti, *Tourism Management*, 51,157–173. https://doi.org/10.1016/j.tourman.2015.05.015

Brickell, K. (2008). Tourism-generated employment and intra-household inequality in Cambodia. *Asian Tourism: Growth Change*, 299–310.

Campos, N.F., & Kinoshita, Y. (2002). Foreign direct investment as technology transferred: some panel evidence from the transition economies, *Manchester School*, 70(3), 398–419. https://doi.org/10.2139/ssrn.307094

Canh, N.P., Christophe, S., Su Dinh, T., & Felicia Hui Ling, Ch. (2021). The determinants of the energy consumption: a shadow economy-based perspective, *Energy*, Elsevier, 225F, 120210. https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.120210

Çiçek, D., Zencir, E., Kozak, N. (2017). Women in Turkish tourism, *Journal Hospital Tourism Management*. 31, 228–234. https://doi.org/10.1016/j.jhtm.2017.03.006

De Gregorio, J. (1992). Economic growth in Latin america, *Journal Development Economics*, 39 (1), 59–84. https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90057-G

Dell'Anno, R., & Schneider, F. (2004). The shadow economy of Italy and other OECD countries: What do we know?. *Journal of Public Finance and Public Choice*, 21, 223–245. https://doi.org/10.1332/251569203X15668905422009

Dell'Anno, R., & Solomon, O. H. (2008). Shadow economy and unemployment rate in USA: is there a structural relationship? An empirical analysis. *Applied Economics*, 40, 2537–2555.

Din, B. H., Habibullah, M. Sh., Baharomd, A.H., & Saari, M.D. (2016). Are Shadow Economy and Tourism Related? *International Evidence Procedia Economics and Finance,* 35, 173 – 178. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(16)00022-8

Dogru, T., & Bulut, U. (2018). Is tourism an engine for economic recovery? Theory and empirical evidence, *Tourism Management*, 67, 425–434. https://doi.org/10.1016/j.tourman.2017.06.014

Eilat, Y., & Zinnes, C. (2002). *The Evolution of the Shadow Economy in Transition Countries:Consequences for Economic Growth and Donor Assistance*. Harvard Institute for International Development, CAER II Discussion Paper no. 65, Cambridge, MA.

Esaku, S. (2021). Does the shadow economy increase income inequality in the short- and long-run? Empirical evidence from Uganda, *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1912896, https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1912896

Fadhil, M.A., & Almsafir, M.K. (2015). The role of FDI inflows in economic growth in Malaysia (time series: 1975-2010), *Procedia Economics Finance,* 23, 1558–1566. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00498-0

Forouzan, M. (2023). A review of the economic impacts of the tourism industry. *Journal of Geography and Human Relations*, 6(3), 304-316. https://doi.org/10.22034/gahr.2023.395282.1864 [In Persian]

Frey, B.S., & Weck-Hannemann. H. (1984). The Hidden Economy as an Unobserved Variable. *European Economic Review*, *26(1)*, 33-53. https://doi.org/10.1016/0014-2921(84)90020-5

Friedman, E., Johnson, S., Kaufmann, D., & Zoido-Lobaton, P. (2000). Dodging the grabbing hand: the determinants of unofficial activity in 69 countries, *Journal of Public Economics*. 76(3), 459–493.

Garsous, G., David, C., Mercedes, V., & Andera, C. (2017). Tax incentives and job creation in the tourism sector of Brazil's SUDENE area, *World Development*. 96, 87–101. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.02.034

Giles, D. E. A. (1999). Modelling the hidden economy and the tax-gap in New Zealand, *Empirical Economics*, 24, 621-640. https://doi.org/10.1007/s001810050076

Giles, D. E., & Tedds, L. M., & Werkneh, G. (2002). The Canadian Underground and Measured Economies: Granger Causality Results, *Applied Economics*, 34(18), 2347-2352. https://doi.org/10.1080/00036840210148021

Goel, R. K., & Saunoris, J. W. (2017). Unemployment and international shadow economy: Gender differences, *Applied Economics*, 49(58), 5828-5840. https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1343452

Habibi, F., Rahmati, M., & Karimi, A. (2018). Contribution of tourism to economic growth in Iran's Provinces: GDM approach, *Future Business Journal*, 4(2), 261–271. https://doi.org/10.1016/j.fbj.2018.09.001

Hassan, M., & Schneider, F. (2016). Modelling Egyptian Shadow Economy: A MIMIC model and A Currency Demand approach, *Journal of Economics and Political Economy*, 3(2), 309-339. https://doi.org/10.1453/jepe.v3i2.788

Herrera-Echeverri, H., Haar, J., & Est´evez-Bret´on, J.B. (2014). Foreign direct investment, institutional quality, economic freedom and entrepreneurship in emerging markets, Journal *Busines* Research, 67(9), 1921–1932. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2013.11.020

Hosseini, E. S., & Nasrollahi, Z. (2017). Examining the relationship between the development of the financial sector and the underground economy in Iran. *Economic Researches Quarterly (Growth and Sustainable Development)*, 17(1), 1-24. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1396.17.2.7.9 [In Persian]

Hoyos, R. D., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models, *Stata Journal*, 6(4), 482-496. https://doi.org/10.1177/1536867X0600600403

Incera, A. C., & Fernández. M. F. (2015). Tourism and income distribution: Evidence from a developed regional economy. *Tourism Management,* 48, 11-20. https://doi.org/10.1016/j.tourman.2014.10.016

Inchausti-Sintes, F. (2015). Tourism: economic growth, employment and Dutch disease, Ann. *Tourism Research*. 54, 172–189. https://doi.org/10.1016/j.annals.2015.07.007

Jalaiipour, F., Pirahari, N., Mousaei, M., Vosoughi, M., & Sharifi, M. (2022). Analysis and evaluation of the impact of the tourism industry on the socio-economic development of Kermanshah city. *Journal of Islamic Economics and Banking*, 39, 327-356. http://mieaoi.ir/article-1-1244-fa.htm [In Persian]

Jucan, C. N., & Jucan, M. S. (2013). Travel and tourism as a driver of economic recovery, *Procedia Economic & Finance,* 6, 81–88. https://doi.org/10.1016/S2212-5671(13)00117-2

Kahyalar, N., Seetaram , N., & Fethi, S. (2024). Tourism and the shadow economy: Long-run and short-run implications for resource allocation, *Tourism Economics*, 30(3), 749-766. https://doi.org/10.1177/13548166231181261

Karbar, R., Kermani Taklou, Z., & Rostamzadeh, P. (2019). Estimating the volume of the underground economy using the money demand approach in Iran's provinces and examining the influencing factors. *Applied Economic Theories Journal*, 6(2), 161-188. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7764.html [In Persian]

Khajavi, M., Rezaei, I., & Khodavisi, H. (2011). Estimating the underground economy and tax gap in Iran: A multi-indicator-multiple causes approach. *Economic Research Journal*, 11(3), 65-90. https://joer.atu.ac.ir/article_2613.html [In Persian]

Lee, C. K. & Kang, S. (1998). Measuring earnings inequality and median earnings in the tourism industry, *Tourism Management*, 19(4), 341–348. https://doi.org/10.1016/S0261-5177(98)00033-8

Lee, J.W., & Brahmasrene, T. (2013). Investigating the influence of tourism on economic growth and carbon emissions: evidence from panel analysis of the European Union, *Tourism Management*, 38(7), 69–76. https://doi.org/10.1016/j.tourman.2013.02.016

Lundmark, L., Ednarsson, M., & Karlsson, S. (2014). International migration, self-employment and restructuring through tourism in sparsely populated areas, *Scandinavian Journal of Hospitality and Tourism*, 14(4), 422–440. https://doi.org/10.1080/15022250.2014.967995

Madah, M., & Farahati, M. (2019). An empirical analysis of the direct effect of unemployment on the shadow economy in Iran. *Economic Research Journal*, 54(2), 419-441. https://doi.org/10.22059/jte.2019.71338 [In Persian]

Mai, H., & Friedrich, S. (2016). Size and development of the shadow economies of 157 worldwide countries: updated and new measures from 1999 to 2013, *Journal of Global* Economics, 4(218), 2. https://doi.org/10.4172/2375-4389.1000218

Medina, L., & Schneider, F. (2018). Shadow Economies around the World: What did We Learn over the Last 20 Years? *IMF Working Paper,* Washington, D.C., US, WP/18/17.

Musila, J.W., & Yiheyis, Z. (2015). The impact of trade openness on growth: the case of Kenya, Journal Policy Modeling, 37(2), 342–354. https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.12.001

Najafi, Z. (2018). *Analyzing the impact of innovation and government size on intra-industry trade in a Schumpeterian factor-endowment model* (Doctoral dissertation), University of Isfahan. [In Persian]

Najafian, S., Fatroos, M. H., & Haji, G. (2022). Analysis of the effects of the shadow economy on per capita income in selected developing and developed countries. *Scientific-Research Biannual Journal on Economic Issues of Iran*, 9(2). https://doi.org/10.22084/aes.2023.27465.3560 [In Persian]

Nguyen, C. P. (2023). Do institutions matter for tourism spending?. *Tourism Economies*, 29(1), 248–281. https://doi.org/10.1177/13548166211045847

Nguyen, C. P. (2023). Last chance to travel or safety first? The influence of exposure to natural hazards and coping capacities on tourism consumption, *Tourism Economies*, 29(4), 952–985. https://doi.org/10.1177/13548166221077648

Nguyen, C. P., & Nguyen, B. Q. (2023). Does the shadow economy matter for tourism consumption? New global evidence, *Empirical Economies,* 65(2), 729–773. https://doi.org/10.1007/s00181-022-02354-x

Nguyen, C. P., & Nguyen, B. Q. (2023). Environmental foe or friend: the influence of the shadow economy on forest land, *Land Use Pol*. 124, 106456. https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2022.106456

Nguyen, C. P., & Schinckus, C. (2022). The effect of global economic policy uncertainty on public spending: a perspective on the external debt and shadow economy, *Review of Development Finance*, 12 (1), 16–30.

Nguyen, C. P., Schinckus, C., &. Dinh Su, T. (2022). The determinants of outbound tourism: a revisit of socioeconomic and environmental conditions, *Tourism Anal*, 27(2), 199–218. https://doi.org/10.3727/108354222X16449628077739

Nikopour, H., Habibullah, M.S., Schneider, F., & Hook Law, S. (2009). Foreign Direct Investment and Shadow Economy: A Causality Analysis Using Panel Data. Mpra Paper No. 14485, http://mpra.ub.uni-muenchen.de/14485/.

Omri, A., & kahouli, B. (2014). The nexus among foreign investment, domestic capital and economic growth: empirical evidence from the MENA region, *Research Economics*, 68(3), 257–263. https://doi.org/10.1016/j.rie.2013.11.001

Pirayi, K., & Ranjai, H. (2015). Measuring the underground economy in Iran and examining its causes and effects. *Strategic and Macro Policies Quarterly*, 3(9), 21-42. https://www.jmsp.ir/article_10304.html [In Persian]

Salahodjaev, R. (2015). Intelligence and shadow economy: a cross-country empirical assessment, *Intelligence,* 49(4), 129–133. https://doi.org/10.1016/j.intell.2015.01.010

Sazvar, M., & Nasrollahi, Z. (2022). The impact of military expenditures on the shadow economy in Iran. *Quantitative Economics Quarterly*, 19(3), 33-61. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.30345.2125 [In Persian]

Schneider, F. (1994). Measuring the size and development of t he shadow economy. Can the causes be found and the obstacles be overcome?, *Essays on Economic Psychology Springer*, 193–212. https://doi.org/10.1007/978-3-642-48621-0_10

Schneider, F. (2022). New Covid-related results for estimating the shadow economy in the global economy in 2021 and 2022, *International Economics and Economic Policy*, 19:299–313, https://doi.org/10.1007/s10368-022-00537-6

Schneider, F., & Buehn, A. (2017). New Estimates for the Shadow Economies All Over the World. *Open Economics*, 1(1), 1–29. https://doi.org/10.1515/openec-2017-0001

Schneider, F., & Enste, D. H. (2000). Shadow economies: size, causes, and consequences, *Journal of Economies Literature*, 38(1), 77–114. https://doi.org/10.1257/jel.38.1.77

Schneider, F., & Enste, D. H. (2013). *The shadow economy: An international survey*. Cambridge University Press.

Schneider, F., Buehn, A., & Montenegro, C. E. (2010). New estimates for the shadow economies all over the world, *International Economic Journal*, 24 (4), 443–461. https://doi.org/10.1080/10168737.2010.525974

Shahabadi, A., Kordbacheh, H., & Shahsavand, H. (2020). Measuring the volume of the underground economy in selected developing countries with natural resource abundance. *Journal of New Economy and Trade*, 15(3), 51-80. https://doi.org/10.30465/jnet.2020.6122 [In Persian]

Smith, A. (2011). Obstacles to the growth of alternative tourism in Greece, *African Journal of Hospitality,* 1 (3), 1–8.

Sokhanvar, A., Çiftçioglu, S., & Javid, E. (2018). Another look at tourism- economic development nexus, *Tourism Management*, 26, 97–106. https://doi.org/10.1016/j.tmp.2018.03.002

Song, H., Dwyer, L., Li, G., & Cao, Zh.Ch. (2012). Tourism economics research: a review and assessment, *Annually Tourism Research*. 39(3), 1653–1682. https://doi.org/10.1016/j.annals.2012.05.023

Taghinejad, O., & Nikpour, M. (2013). The underground economy and its causes: A case study of Iran. *Iranian Journal of Applied Economics*, 2(8), 53-72. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23222530.1392.2.8.5.8 [In Persian]

Tanzi, V. (1982). Underground economy and tax evasion in the United States: Estimates and implications. *The underground economy in the United States and abroad, Lexington books.*

Tanzi, V. (1999). Uses and abuses of estimates of the underground economy, *The Economic Journal*, 109(456), 338–347. https://doi.org/10.1111/1468-0297.00437

Tourism Statistics Database. (2025). UN Tourism Barometer – EXCERPT, 23(1), unwto.org.

Upadhayaya, K., Pradhan, G., Dhakal, D., & Bhandari, R. (2007). Foreign aid, FDI and economic growth in East European countries, *Economics Bulletin*, 6(13), 1–9.

Vashisht, P. (2016). Creating manufacturing jobs in India: has openness to trade really helped?. *Journal Asian Economy*, 42, 53–64. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.01.002

Williams, C., & Schneider, F. (2013). *The Shadow Economy*, The Institute of Economic Affairs, London, ISBN: 9780255366748. http://dx.doi.org/10.13140/2.1.1324.1286

World Development Indicators (www.data.worldbank.org).

Wu, D. F., & Schneider, F. (2021). Nonlinearity between the Shadow Economy and Economic Development, in: *The Global Informal Workforce*, United States: International Monetary Fund: https://www.elibrary.imf.org/view/books/071/29292-9781513575919-en/ch004.xml.

Yap, W.W., Sarmidi, T., Shaari Mohd Nor, A. H., & Faizah Said, F. (2018). Income inequality and shadow economy: a nonparametric and semiparametric analysis, Journal Economics Study. 45(1), 2–13. https://doi.org/10.1108/JES-07-2016-0137

Zhang, L., & Gao, J. (2016). Exploring the effects of international tourism on China's economic growth, energy consumption and environmental pollution: evidence from a regional panel analysis, Renew. Sustain. *Energy review*, 53, 225–234. https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.08.040

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 3, Autumn 2025, Page: 85-105 DOI: 10.22034/jepr.2025.142931.1226

Original Research Article

The Effect of the Volume and Composition of the Final Demand on the Interregional Difference of Employment in the Country**

Nastaran Boolagh[1], Ramezan Hosseinzadeh*[2]

1. M.A. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran
2. Associated Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

Received: 08 January 2025 *Accepted: 08 July 2025*

Abstract

This study investigates the effect of differences in the volume and composition of final demand on interregional employment disparities across 31 provinces of Iran, using regional input-output data tables. First, regional data tables for the provinces were constructed, after which the impact of differences in both the volume and composition of final demand relative to the national average was analyzed. The results show that differences in the volume of final demand had a positive effect in 8 provinces and a negative effect in 23 provinces. Differences in the composition of final demand had a positive effect in 19 provinces and a negative effect in 12 provinces. This factor increased employment in Tehran by 3,594,585 people, Khuzestan by 1,526,511 people, and Fars by 847,912 people relative to the national average. The most positive effects of differences in final demand composition were observed in North Khorasan, Lorestan, and South Khorasan, where employment exceeded the national average.

Keywords: Final Demand Composition, Employment, Input-Output, Spatial Structural Analysis

JEL Classification: R15, R22, J23

* ***Corresponding Author**: Ramezan Hosseinzadeh* ***E-mail:** ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir* ***Tel:** +989152815797*

** This article is derived from the master's thesis of *Nastaran Boolagh* in Economics at University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.

How To Cite: Boolagh, N. & Hosseinzadeh, R. (2025). The effect of volume and structure of final demand of regions on interregional differences of employment in the country. *Economic Policies and Research*, 4(3), 85-105. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.142931.1226

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63923.html?lang=en

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, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Employment and unemployment rates vary considerably across Iranian provinces. Some provinces record higher employment than the national average, while others fall below it. Notably, unemployment tends to be higher in border provinces. In 2023 (1402 in the Iranian calendar), Zanjan had the highest employment rate at 47.2%, while Kohgiluyeh and Boyer Ahmad had the lowest at 30% (Statistics Center of Iran, 1402).

Such inter-regional disparities contribute to unbalanced development and create social challenges, including unequal job opportunities, income inequality, uneven industrial specialization, and unequal access to resources. Employment inequalities significantly shape a country's economic trajectory.

Consequently, employment generation and unemployment reduction are central to policymakers' agendas. To design effective strategies, it is essential to identify and analyze the factors that drive employment. Understanding these drivers enables better planning for economic growth and balanced regional development.

According to economic theory, multiple factors influence regional employment. Their diversity across regions explains inter-regional employment differences. For example, Shakri (2015) found that both the volume and composition of demand affect employment. Since demand composition varies across provinces, it can significantly impact employment disparities.

This study therefore investigates how differences in the volume and composition of final demand contribute to employment disparities between 31 provinces and the national average. Specifically, the study addresses two questions:

(a) To what extent are inter-regional employment differences explained by variations in the volume of final demand?

(b) To what extent are they explained by differences in the composition of final demand?

To answer these questions, Spatial Structural Decomposition Analysis (SSDA) was applied using input–output data. This research contributes to the literature as the first study in Iran to examine how variations in both the volume and composition of final demand affect inter-regional employment differences.

Methodology

The analytical framework follows Long et al. (2022) and was applied to data from 31 provinces. Using the AFLQ method, regional input–output tables were constructed based on 2016 data (the most recent available). A national average table was then generated from these provincial tables. Finally, employment differences between provinces and the national average were decomposed into two components: differences in **volume** of final demand and differences in its **composition**.

Results and Discussion

Employment differences across provinces can be attributed to two key factors: the volume and composition of final demand.

- Volume of final demand:
  The largest positive effects were observed in Tehran, Khuzestan, and Fars, where employment exceeded the national average by 3,594,585, 1,526,511, and 847,912 individuals, respectively. These results reflect the higher demand volume in these provinces, supported by larger investment and export activity. In contrast, the largest

negative effects were found in North Khorasan (-800,420 individuals), South Khorasan (-726,998 individuals), and Kurdistan (-771,547 individuals).

- Composition of final demand:
  The greatest positive effects were observed in North Khorasan (+121,503), Lorestan (+121,454), and South Khorasan (+100,978). These provinces benefited from sectoral demand structures that generated more employment relative to the national average. Conversely, Khuzestan, Alborz, and Isfahan experienced the largest negative effects, with employment levels 653,945, 519,669, and 181,293 below the national average, respectively.

Conclusion

This study finds that differences in the volume of final demand were positive in 8 provinces and negative in 23, reflecting unequal distribution of investment and export-oriented demand. For policymakers aiming to boost regional employment, targeted investment in high-demand sectors can yield significant gains.

Differences in final demand composition were negative in 12 provinces. Strengthening production in priority sectors where provincial shares fall below the national average could enhance employment. Regional policymakers should therefore design strategies to channel investment toward sectors with the highest employment potential, based on local demand structures.

Overall, final demand exceeded the regional average in only 19 provinces, highlighting substantial inequality and concentration in just 9 provinces. To achieve more balanced regional development, policymakers should prioritize demand equalization strategies, including increasing government spending in provinces with weaker final demand.

Additional information

Authors' Contributions

This research is derived from the master's thesis of ***Nastaran Boolagh*** in the field of Economics, conducted under the supervision of Dr. **Ramezan Hosseinzadeh**, in the Department of Economics at University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.

Conflict of interest

The authors declare that there are no conflicts of interest related to this research.

Financial Support

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

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴، صفحات: ۸۵ – ۱۰۵
DOI: 10.22034/jepr.2025.142931.1226

مقاله پژوهشی

اثر حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر تفاوت بین‌منطقه‌ای اشتغال در کشور**

نسترن بولاغ[۱]، رمضان حسین‌زاده*[۲]

۱. دانشجوی کارشناسی‌ارشد علوم اقتصادی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.
۲. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۹ *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۴/۱۷*

چکیده

هدف از این مطالعه بررسی اثر تفاوت در حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر تفاوت‌های بین‌منطقه‌ای اشتغال در کشور با استفاده از جداول داده -ستانده منطقه‌ای برای ۳۱ استان می باشد. برای این کار ابتدا جداول داده -ستانده منطقه‌ای در کشور برای ۳۱ استان کشور تهیه شد و سپس اثر تفاوت در حجم و ترکیب تقاضای نهایی مناطق مختلف کشور با میانگین کشوری موردبررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متفاوت بودن حجم تقاضای نهایی، در ۸ استان اثر مثبت و در ۲۳ استان اثر منفی بر اشتغال استان‌ها داشته است. اثر تفاوت ترکیب تقاضای نهایی بر اشتغال در ۱۹ استان مثبت و در ۱۲ استان دیگر منفی است. این عامل موجب بیشترشدن اشتغال استان تهران به میزان۳۵۹۴۵۸۵ نفر، استان خوزستان ۱۵۲۶۵۱۱ نفر و استان فارس۸۴۷۹۱۲ نفر نسبت به میانگین کشور شده‌است. بیشترین اثر مثبت تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی بر اشتغال در استان‌های خراسان شمالی، لرستان و خراسان جنوبی بوده است. این عامل موجب بیشتر بودن اشتغال این استان‌ها نسبت به میانگین کشور شده است.

واژگان کلیدی: ترکیب تقاضای نهایی، اشتغال، داده – ستانده، تجزیه ساختاری فضایی.

طبقه‌بندی JEL: R15, R22, J23

* **نویسنده مسئول:** رمضان حسین‌زاده *آدرس رایانامه:* ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir *تلفن تماس:* ۰۹۱۵۲۸۱۵۷۹۷

** مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد نسترن بولاغ در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه سیستان و بلوچستان است.

استناد به مقاله: بولاغ، نسترن و حسین زاده، رمضان. (۱۴۰۴). اثر حجم و ساختار تقاضای نهایی مناطق بر تفاوت بین‌منطقه‌ای اشتغال در کشور. *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۳)، ۸۵-۱۰۵. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.142931.1226

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63923.html?lang=fa

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 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.

۱. مقدمه

مقایسه نرخ بیکاری و اشتغال در استان‌های مختلف کشور نشان می‌دهد که این نرخ‌ها در هر استان با یکدیگر متفاوت است. برخی استان‌ها از نظر سطح اشتغال بالاتر از میانگین کشوری قرار دارند، درحالی‌که در برخی دیگر، میزان اشتغال کمتر از این میانگین است. به‌عنوان نمونه، در سال ۱۴۰۲، استان‌های سیستان و بلوچستان (۱۲/۴ درصد)، کرمانشاه (۱۲/۳ درصد)، هرمزگان (۱۱/۴ درصد)، لرستان (۱۱/۹ درصد) و چهارمحال و بختیاری (۱۰/۷ درصد) به ترتیب بالاترین نرخ بیکاری را داشتند. پس از این پنج استان، خوزستان (۱۱ درصد)، اردبیل (۱۰/۲ درصد) و کردستان (۱۰/۷ درصد) نیز از جمله استان‌هایی با نرخ بیکاری بالا هستند. در مقابل، استان‌های مازندران (۶/۳ درصد)، خراسان رضوی (۶/۳ درصد)، تهران (۶/۷ درصد)، خراسان جنوبی (۵/۷ درصد) و ایلام (۶/۷ درصد) کمترین نرخ بیکاری را برای جمعیت ۱۵ ساله و بیشتر ثبت کرده‌اند (مرکز آمار ایران ۱۴۰۲).

بااین‌حال، معمولاً نرخ بیکاری در استان‌های مرزنشین نسبت به سایر نقاط ایران بالاتر است. آمار اشتغال در استان‌های مختلف کشور نشان می‌دهد که تفاوت‌های قابل‌توجهی در نرخ اشتغال بین مناطق وجود دارد. در سال ۱۴۰۲، بالاترین و پایین‌ترین نرخ اشتغال به ترتیب مربوط به استان زنجان با ۲/۴۷ درصد و استان کهگیلویه و بویراحمد با ۳۰ درصد بوده است (مرکز آمار ایران ۱۴۰۲). در سال ۱۳۹۵، استان‌های تهران با ۳۸۶۴۱۸۸ نفر، آذربایجان شرقی با ۱۰۹۵۳۹۷ نفر و خراسان رضوی با ۱۸۳۴۳۳۰ نفر بیشترین میزان اشتغال را در کشور داشتند. در مقابل، استان‌های ایلام با ۱۵۶۶۹۴ نفر، کهگلویه و بویراحمد با ۱۸۸۱۱۲ نفر و سمنان با ۱۹۵۴۶۹ نفر کمترین آمار اشتغال را به خود اختصاص دادند. این تفاوت‌های منطقه‌ای در سطح اشتغال، منجر به توسعه نامتوازن در کشور شده و مشکلات اجتماعی متعددی از جمله نابرابری در فرصت‌های شغلی، تفاوت در سطوح درآمد، تخصص‌های صنعتی متفاوت و دسترسی به منابع را به همراه دارد. نابرابری‌های موجود در بازار کار استان‌های مختلف به شکل قابل‌توجهی بر چشم‌انداز اقتصادی کشور تأثیر می‌گذارد. ازاین‌رو، سیاست‌ها و برنامه‌های مؤثر برای ایجاد اشتغال و کاهش بیکاری همواره در مرکز توجه تصمیم‌گیرندگان قرار دارند. برای اتخاذ تصمیمات مناسب در راستای افزایش اشتغال در جامعه، ضروری است که عوامل مؤثر بر اشتغال در اقتصاد مورد بررسی قرار گیرد و اهمیت هر یک از این عوامل شناسایی شود. شناخت این عوامل و تحلیل تأثیرات آن‌ها بر رشد اشتغال در کشور می‌تواند به طرز چشمگیری به برنامه‌ریزی‌های مرتبط با رشد و توسعه اقتصادی کمک کند.

باتوجه‌به نکات مطرح‌شده و با استناد به رویکرد برنامه‌ریزی متوازن منطقه‌ای، شناسایی علل تفاوت‌های اشتغال در استان‌های مختلف ضروری است. تفاوت این عوامل در مناطق گوناگون می‌تواند منجر به اختلافات منطقه‌ای در زمینه اشتغال شود (شاکری، ۱۳۸۵). یکی از عواملی که تأثیر به سزایی بر تولید و اشتغال در مناطق مختلف دارد سطح تقاضای نهایی مناطق است. بر اساس ادبیات اقتصادی هر چه‌قدر تقاضای نهایی در مناطق بیشتر باشد، بخش‌های مختلف اقتصادی برای پاسخگویی به این تقاضا بایستی مقدار تولید بیشتری نیز داشته باشند. در ادامه با افزایش سطح تولید، تقاضای برای نهاده‌های تولید مانند نیروی کار نیز افزایش می‌یابد. علاوه بر حجم تقاضا، ترکیب تقاضا نیز بر میزان اشتغال تأثیرگذار است. این ترکیب در مناطق مختلف با یکدیگر متفاوت بوده و این تفاوت‌ها می‌تواند به ایجاد اختلاف در سطح اشتغال در مناطق مختلف منجر شود.

بر اساس مطالب ذکر شده، هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر تفاوت‌های منطقه‌ای اشتغال در ۳۱ استان نسبت به میانگین کشوری است. به این منظور، از مدل داده ستانده سال ۱۳۹۵ (آخرین جدول موجود در کشور) مورد استفاده قرار گرفت؛ بنابراین، سؤالات اساسی این مطالعه به شرح زیر مطرح می‌گردد.

الف) چه مقدار از تفاوت‌های بین‌منطقه‌ای اشتغال (بین استان‌ها و میانگین کشوری) به علت تفاوت در حجم تقاضای نهایی است؟

ب) چه مقدار از تفاوت‌های بین‌منطقه‌ای اشتغال (بین استان‌ها و میانگین کشوری) به علت تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی است؟

جهت پاسخ به سؤالات مطرح شده، از رهیافت تجزیه ساختاری فضایی[1] در قالب مدل داده - ستانده بهره‌گیری شده است. لذا، این مطالعه از دیگر تحقیقات مرتبط با حوزه اشتغال متمایز است، زیرا تاکنون هیچ تحقیقی به بررسی تأثیر تفاوت در حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر اشتغال نپرداخته است؛ بنابراین، این پژوهش به‌عنوان نخستین مطالعه در این زمینه شناخته می‌شود. بنابراین، این پژوهش در پنج بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم به بررسی مبانی نظری و مطالعات مرتبط با اشتغال از دیدگاه مدل داده - ستانده خواهیم پرداخت. بخش سوم به معرفی روش تحقیق و داده‌های مورد استفاده اختصاص دارد. در بخش چهارم، نتایج مدل مورد تحلیل قرار خواهد گرفت.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

در ادبیات اقتصادی، منابع رشد اشتغال را می‌توان از دو منظر تقاضا و عرضه مورد بررسی قرارداد. هر یک از این دیدگاه‌ها عوامل متفاوتی را به‌عنوان مؤلفه‌های تأثیرگذار بر اشتغال شناسایی می‌کنند. از جانب تقاضا، میزان تقاضا برای نیروی کار، یک تقاضای مشتق از بازار کالاها و خدمات محسوب می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، تقاضا برای نیروی کار به میزان تولید کالاها و خدمات بستگی دارد و تولید تنها زمانی افزایش می‌یابد که تقاضا برای این کالاها و خدمات نیز افزایش یابد؛ بنابراین افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات منجر به افزایش تقاضا برای نیروی کار و در نهایت افزایش اشتغال خواهد شد (Chenery et al., 1988؛ عیسی‌زاده، ۱۳۸۰؛ بزازان، ۱۳۹۰).

افزایش در حجم هر یک از اجزای تقاضای نهایی، از جمله مصرف خانوارها، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات، به طور مستقیم به تولید کالاها و خدمات منجر می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، با افزایش هر یک از این اجزاء، تولید نیز به دنبال آن افزایش می‌یابد. این رشد در تولید، به نوبه خود، تقاضا برای نیروی کار را افزایش داده و در نتیجه منجر به ایجاد اشتغال می‌شود. کیتر نیز بر اهمیت تقاضای کالاها و خدمات در زمینه تولید و اشتغال تأکید کرده است. او استدلال می‌کند که افزایش سرمایه‌گذاری به رشد تقاضای کل منجر می‌شود و این افزایش تقاضا سطح تولید بنگاه‌ها را بالا می‌برد که خود موجب افزایش نیاز به نیروی کار خواهد شد (شاکری، ۱۳۸۰).

1. Spatial Structural Decomposition

یکی از عوامل اساسی در تولید و اشتغال، مصرف خانوارها از کالاها و خدمات داخلی به‌عنوان یکی از اجزای تقاضای نهایی است. به‌عبارت‌دیگر، اگر مصرف خانوارها از یک کالای خاص افزایش یابد، فعالیت‌های تولیدی در صنعت مربوط به آن کالا نیز رشد خواهد کرد. این روند منجر به افزایش تولید و در نتیجه افزایش نیاز به نیروی کار در آن بخش یا صنعت می‌شود. اهمیت مصرف خانوارها به‌ویژه در مدل‌های اقتصاد کلان مبتنی بر تقاضا و همچنین در اقتصادهای باز، بیشتر موردتأکید قرار گرفته است. برای نمونه، در یک اقتصاد منطقه‌ای که نسبت به اقتصاد ملی بازتر است، توجه به مصرف خانوارها اهمیت بیشتری پیدا می‌کند؛ زیرا کالاهای مصرفی به‌راحتی از خارج منطقه تأمین می‌شوند و این موضوع می‌تواند تأثیر قابل‌توجهی بر تولید و اشتغال منطقه داشته باشد (Trigg & Madden, 1994)؛ بنابراین، افزایش تقاضای خانوارها برای یک کالا می‌تواند تأثیرات متفاوتی نسبت به تقاضا برای کالای دیگر داشته باشد. این تفاوت‌ها می‌توانند هم از نظر اندازه تولید ناخالص داخلی و اشتغال و هم از نظر ترکیب ساختاری آنها نمایان شوند. به‌عبارت‌دیگر، الگوی مصرف خانوارها و ساختار ترکیب آن بر سطح تولید ناخالص داخلی و همچنین میزان و ساختار اشتغال تأثیرگذار است (Deaton & Muellbauer, 1980).

تغییر ترکیب تقاضای نهایی و ترکیب اجزای آن نیز می‌تواند موجب تغییر در تولید و همچنین میزان اشتغال کل اقتصاد شود. در زیر به دو مورد از اثرگذاری ترکیب اجزای تقاضای نهایی شامل ترکیب مصرف خانوارها و ترکیب صادرات بر تولید و اشتغال اشاره می‌شود. در حوزه اقتصاد، نه‌تنها سطح مصرف خانوارها بلکه ترکیب آن نیز تأثیر قابل‌توجهی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارد. ترکیب مصرف خانوارها به سهم نسبی بخش‌های مختلف در مصرف کل خانوارها اشاره دارد. هر زمان که ترکیب مصرف در یک سال نسبت به سال‌های قبل تغییر کند، متغیرهای وابسته به مصرف خانوارها مانند تولید و اشتغال نیز تحت‌تأثیر قرار خواهند گرفت (Zhang et al., 2017). به‌عنوان‌مثال، تولید در بخش کشاورزی به میزان کمتری از کالاهای واسطه‌ای وارداتی نسبت به تولید در صنایع الکترونیکی وابسته است. همچنین، نوع و میزان نیروی کار موردنیاز در این دو بخش تفاوت‌های قابل‌توجهی دارد. در کشاورزی، نیاز به نیروی کار غیرماهر و ساده به‌صورت گسترده‌ای احساس می‌شود، درحالی‌که صنایع الکترونیکی به نیروی کار ماهر و تخصصی نیاز دارند؛ بنابراین، افزایش تقاضای خانوارها برای یک کالا می‌تواند تأثیرات متفاوتی نسبت به تقاضا برای کالای دیگر به همراه داشته باشد (Deaton & Muellbauer, 1980).

ترکیب صادرات، به‌عنوان یکی از عناصر تقاضای نهایی در اقتصاد، می‌تواند تأثیرات چشمگیری بر اشتغال داشته باشد. به‌ویژه، افزایش صادرات یک نوع کالا ممکن است نتایج متفاوتی نسبت به افزایش صادرات کالاهای دیگر، نظیر کالاهای صنعتی، به همراه داشته باشد (Deaton & Muellbauer, 1980). به‌عبارت‌دیگر، ساختارهای مختلف صادراتی از لحاظ ترکیب، تأثیرات متفاوتی بر تولید و اشتغال دارند. به‌عنوان‌مثال، اگر دو منطقه با حجم صادرات یکسان اما ترکیب صادراتی متفاوت موردبررسی قرار گیرند، میزان اشتغال در این دو منطقه نیز به طور متفاوتی خواهد بود. برای نمونه، اگر در منطقه اول سهم بخش صنعت از کل صادرات بیشتر باشد و در منطقه دوم سهم بخش کشاورزی بالاتر باشد، انتظار می‌رود که اشتغال در منطقه اول نسبت به منطقه دوم بیشتر باشد. این موضوع به این دلیل است که صادرات کالاهای صنعتی معمولاً تقاضای اضافی بیشتری را ایجاد می‌کند و در نتیجه تأثیر بیشتری بر تولید و اشتغال خواهد داشت.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

اسفندیاری و ترحمی (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی تأثیر اشتغال‌زایی بخش‌های مختلف اقتصادی ایران با استفاده از مدل داده ستانده پرداختند. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که بخش‌های کشاورزی، محصولات غذایی و ساختمان بیشترین نقش را در ایجاد اشتغال در کشور ایفا می‌کنند.

بزاران و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی و محاسبه ضرایب سرریز و بازخوردی در استان تهران و دیگر اقتصادهای ملی با استفاده از الگوی داده ستانده دو منطقه‌ای پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که ۵۸ درصد از واردات استان تهران از سایر بخش‌های اقتصاد ملی تأمین می‌شود، درحالی‌که ۴۱ درصد از واردات سایر اقتصادهای ملی به استان تهران مربوط است.

بزاران (۱۳۹۰) با به‌کارگیری مدل داده - ستانده دو منطقه‌ای، به تحلیل ضرایب فزاینده تولید، اشتغال و درآمد پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که تأثیر اشتغال بین‌منطقه‌ای در استان تهران نسبت به سایر استان‌ها بیشتر است.

عیسی‌زاده و قدمی (۱۳۹۱) به تحلیل ضرایب اشتغال‌زایی بخش گردشگری در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که در میان بخش‌های گردشگری؛ بخش عمده‌فروشی و خرده‌فروشی بیشترین اشتغال را به خود اختصاص داده است.

کهنسال و رفیعی دارانی (۱۳۹۲) در تحقیقی درباره ظرفیت اشتغال‌زایی بخش کشاورزی در استان خراسان رضوی به این نتیجه دست یافتند که این بخش در مناطق شهری نسبت به دیگر بخش‌های اقتصادی از موقعیت کمتری در ایجاد اشتغال برخوردار است. اما در مناطق روستایی، نقش قابل‌توجهی در اشتغال‌زایی ایفا می‌کند.

حسین‌زاده و شریفی (۱۳۹۳) با بهره‌گیری از جدول داده - ستانده دو منطقه‌ای، به بررسی اثرات سرریزی و بازخوردی بر تولید بخش‌های اقتصادی استان گلستان پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تغییر در ضرایب سرریزی و بازخوردی بیشترین تأثیر را بر تولید بخش کشاورزی و صنایع وابسته به آن در استان گلستان داشته است.

فرمانی و همکاران (۱۳۹۵) با شناسایی بخش‌های کلیدی اقتصادی از دیدگاه اشتغال در استان سیستان و بلوچستان به این نتیجه رسیدند که فعالیت‌های مرتبط با کشاورزی، شکار، جنگلداری و.... نقش مهمی در ایجاد اشتغال دارند.

مقصودی (۱۳۹۶) در مقاله‌اش به بررسی رابطه ضریب اشتغال استان تهران در بخش‌های مختلف اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که بالاترین ضریب مکانی اشتغال به بخش خدمات اختصاص دارد، درحالی‌که پایین‌ترین مقدار مربوط به بخش‌های کشاورزی و صنعت است.

بزازان و آزاددانا (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد داده - ستانده دو منطقه‌ای در سال ۱۳۹۰، تأثیرات اقتصادی ورود گردشگران داخلی به استان قم بر تولید، اشتغال و درآمد را موردبررسی قرار دادند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که ورود گردشگران داخلی به استان قم منجر به افزایش تولید استان و اشتغال شده است.

بزازان و همکاران (۱۳۹۹) در تحقیقی به بررسی اثرات اقتصادی ورود گردشگران داخلی به استان خراسان رضوی پرداختند. این مطالعه با استفاده از جدول داده - ستانده دو منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ که شامل خراسان رضوی و سایر بخش‌های اقتصاد ملی بود، انجام شد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ورود گردشگران داخلی در سال ۱۳۹۰ منجر به افزایش ۴۷/۱۱ درصدی اشتغال در استان گردیده است. همچنین، بخش صنعت استان خراسان رضوی بیشترین تأثیر را از ورود این گردشگران تجربه کرده است.

جواهری و همکاران (۱۳۹۹) در مقاله خود به تحلیل بخش‌های کلیدی ایجاد اشتغال در استان ایلام با استفاده از جدول داده - ستانده سال ۱۳۹۰ پرداختند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که بخش‌های «سایر خدمات»، «کشاورزی»، «پست و مخابرات» و «آموزش» بیشترین ظرفیت اشتغال‌زایی را در استان ایلام دارند.

عسگری (۱۳۹۹) به تحلیل عوامل مؤثر بر اشتغال در صنایع کارخانه‌ای کشور با بیش از ۱۰ نفر کارکن در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۵ پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که موجودی سرمایه در صنایع مختلف تأثیر مثبت و معناداری بر اشتغال در این صنایع داشته است.

حسین‌زاده (۱۴۰۰) به تحلیل تأثیر تغییرات مصرف خانوارها در گروه‌های درآمدی مختلف بر اشتغال، با استفاده از مدل داده - ستانده، در بازه زمانی ۱۲۸۵ تا ۱۳۹۰ پرداخته است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که تغییرات در سطح مصرف تمامی گروه‌های درآمدی به افزایش اشتغال در کل اقتصاد منجر شده است.

صفاری و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی تأثیرات ایجاد مرکز لجستیک در استان اصفهان بر اقتصاد منطقه‌ای با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه دو منطقه‌ای پرداخته‌اند. در این تحقیق، با طراحی و ساخت یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) برای استان اصفهان و سایر بخش‌های اقتصاد ملی، به این نتیجه رسیدند که تأسیس مرکز لجستیک منجر به افزایش اشتغال می‌شود.

باران پور و همکاران (۱۴۰۲) به تحلیل تأثیربخش واسطه‌گری مالی بر تولید و اشتغال در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد حذف فرضی تعمیم‌یافته در سال ۱۳۹۰ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که در صورت حذف ۱۰ درصدی این بخش، حدود ۱۲/۳ درصد از کل اشتغال اقتصاد کاهش خواهد یافت.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

ویدرا[1] (۲۰۱۱) با بهره‌گیری از جدول داده - ستانده، تأثیربخش‌های مختلف اقتصاد آلمان را بر اشتغال مورد بررسی قرارداد. نتایج این مدل نشان می‌دهد که سهم بخش زیست فناوری[2] در ایجاد اشتغال در سایر بخش‌ها چندان چشمگیر نیست.

هاتاچرای و راجیو[3] (۲۰۱۴) در تحقیق خود با استفاده از جدول داده - ستانده سال ۲۰۰۸ به تحلیل بخش‌های اشتغال در کشور هند پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بخش‌های محصولات شیمیایی و کشاورزی از جمله بخش‌های مؤثر در ایجاد اشتغال هستند.

---

1. Wydra (2011)
2. Biotechnology
3. Bhattacharya & Rajeev (2014)

تین[1] (۲۰۱۴) با استفاده از جدول داده ستانده و رویکرد تجزیه ساختاری، تغییرات اشتغال در بخش صنعت مالزی را در دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرارداد. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که افزایش تقاضای نهایی به‌عنوان عامل اصلی رشد اشتغال صنعتی شناخته شده است.

لاس و همکاران (۲۰۱۵)[2] با بهره‌گیری از مدل داده ستانده چندمنطقه‌ای در دوره زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۱ به بررسی اشتغال در چین و استفاده از روش تجزیه ساختاری پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تأثیر تقاضای داخلی بر افزایش اشتغال، بیشتر از تأثیر صادرات بوده است.

پک و پویسونیر (۲۰۱۶)[3] با تحلیل تغییرات اشتغال در فرانسه بین سال‌های ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۰، به بررسی عوامل مؤثر بر تغییرات ضرایب مستقیم اشتغال، از جمله تغییرات تقاضای نهایی و تغییرات تکنولوژیکی پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که نقش تقاضای نهایی در افزایش اشتغال از سایر عوامل بررسی‌شده، بیشتر بوده است.

هادوفسکی و کوبالا (۲۰۱۶)[4] در مطالعه خود به بررسی اثر تغییرات ساختاری بر اشتغال در کشورهای اروپای شرقی با استفاده از تجزیه ساختاری در بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که تغییرات ساختاری تأثیر قابل‌توجهی بر اشتغال در سه منطقه مختلف داشته است.

کیوتا (۲۰۱۶)[5] به بررسی تأثیر تجارت میان چهار کشور چین، اندونزی، ژاپن و کره جنوبی با استفاده از مدل داده - ستانده بین‌المللی پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تجارت نقش قابل‌توجهی در اقتصاد دو کشور ژاپن و کره جنوبی داشته است.

ینسرا (۲۰۱۷)[6] در تحقیقی به بررسی عوامل تکنولوژیکی مؤثر بر تغییرات تقاضای نیروی کار جوان در کشورهای اروپایی پرداخته و از روش تجزیه ساختاری در مدل داده ستانده بهره برده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که تحولات تکنولوژیکی تأثیر قابل‌توجهی بر افزایش تقاضا برای نیروی کار جوان داشته‌اند.

کمپوس و گیلهوتو (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان «اثرات اقتصادی و اجتماعی اجرای برنامه مسکن ارزان‌قیمت» به بررسی این موضوع پرداختند و با استفاده از مدل داده ستانده دو منطقه‌ای در برزیل، نشان دادند که اجرای این برنامه تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم بر افزایش تولید در بخش‌های مختلف اقتصادی داشته است.

فینسترا و ساساهارا[7] (۲۰۱۸) با استفاده از مدل داده - ستانده بین‌کشوری، تأثیر صادرات بین چین و آمریکا بر اشتغال را موردبررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که صادرات نقش قابل‌توجهی در افزایش تولید در چین ایفا کرده است.

ساساهارا (۲۰۱۹) در تحقیق خود با بهره‌گیری از مدل داده - ستانده بین‌کشوری، به بررسی تأثیر تجارت بر کشور ژاپن پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اشتغال مدل تفاوت بین‌منطقه‌ای در ترکیب صادرات، نقش مهمی در تفاوت سطح اشتغال در مناطق مختلف ایفا می‌کند.

---

1. Tin (2014)
2. Los et al. (2015)
3. Pak & Poissonnier (2016)
4. Hudcovsky & Kubala (2016)
5. Kiyota (2016)
6. Incera (2017)
7. Feenstra & Sasahara (2018)

سرکوا و پلگرینی[1] (۲۰۲۲) به تحلیل تأثیر یارانه‌های سرمایه‌گذاری بر اشتغال در ایتالیا پرداخته و نتیجه‌گیری کرده‌اند که این یارانه‌ها منجر به افزایش سطح اشتغال در کشور شده‌اند.

شارما و همکاران[2] (۲۰۲۳) در تحقیق خود به تحلیل عوامل متنوع تأثیرگذار بر تغییرات اشتغال در هند پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که از میان عوامل مختلف، ضریب مستقیم اشتغال و انتقال بین بخشی نقش عمده‌ای در تغییرات اشتغال ایفا کرده‌اند.

رایز و همکاران[3] (۲۰۲۴) در تحقیق خود به تحلیل تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر اشتغال در مناطق شهری و روستایی چین پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که توسعه زیرساخت‌های ICT در مناطق روستایی تأثیر بیشتری بر ایجاد اشتغال نسبت به مناطق شهری داشته است.

۲-۳. نوآوری پژوهش

بررسی مطالعات پیشین در حوزه اشتغال نشان می‌دهد که بخشی از پژوهش‌ها با بهره‌گیری از مدل‌هایی غیر از مدل داده - ستانده، به تحلیل اثر اجزای تقاضای نهایی بر اشتغال پرداخته‌اند؛ به‌عنوان نمونه، مطالعه عسکری (۱۳۹۹) تأثیر سرمایه بر اشتغال را مورد بررسی قرار داده است. در میان پژوهش‌هایی که از مدل داده - ستانده استفاده کرده‌اند، اغلب تمرکز بر سنجش پتانسیل‌های اشتغال‌زایی بخش‌ها بوده است، به‌طوری‌که این مطالعات عموماً با استفاده از جدول داده - ستانده یک سال مشخص انجام شده‌اند. همچنین، دسته‌ای دیگر از تحقیقات با بهره‌گیری از روش تجزیه و بر اساس دو جدول داده - ستانده صورت گرفته‌اند. با این حال، باید تأکید کرد که این نوع مطالعات عمدتاً بر تجزیه بین‌زمانی (مقایسه تغییرات در دو مقطع زمانی برای یک منطقه یا کل کشور) متمرکز بوده‌اند و تجزیه بین‌مکانی (مقایسه تفاوت‌ها میان مناطق مختلف) را مدنظر قرار نداده‌اند. ازاین‌رو، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ‌یک از پژوهش‌های پیشین به‌طور مستقیم بر تفاوت‌های بین‌منطقه‌ای در اشتغال تمرکز نداشته‌اند. بنابراین، نوآوری اصلی مطالعه حاضر در پرداختن به تجزیه تفاوت‌های منطقه‌ای اشتغال و تحلیل اثرات ناشی از ترکیب و حجم متفاوت تقاضای نهایی در مناطق مختلف است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه، برای بررسی تأثیر تفاوت‌های حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر اختلافات اشتغال در مناطق مختلف کشور، از مدل تجزیه لانگ و همکاران (۲۰۲۲)[4] در ۳۱ استان استفاده شده است. به این منظور، ابتدا جداول داده - ستانده برای مناطق موردنظر تهیه گردید. برای این کار، با استفاده از روش غیر آماری سهم مکانی شبه لگاریتمی فلگ (AFLQ)[5]، جدول داده - ستانده منطقه‌ای برای ۳۱ استان کشور بر اساس اطلاعات سال ۱۳۹۵ که آخرین جدول موجود در کشور است، تنظیم شد. سپس یک جدول میانگین کشوری با استفاده از این ۳۱

1. Cerqua & Pellegrini (2022)
2. Sharma & Padhi (2023)
3. Ruiz & Álvarez (2024)
4. Lang et al. (2022)
5. Adjusted Flegg Location Quotient

جدول داده - ستانده ایجاد گردید. در نهایت، باتوجه‌به جدول داده - ستانده میانگین کشور و جداول داده - ستانده استان‌ها، تفاوت‌های اشتغال موردبررسی قرار گرفت و نقش عوامل مختلف از جمله تفاوت در حجم و ترکیب تقاضای نهایی تحلیل شد. بنابراین، نقطه شروع تحقیق در این مطالعه بر اساس جدول داده - ستانده تک منطقه‌ای معادله تولید کل در منطقه موردنظر (منطقه R) است که به‌صورت رابطه (۱) است.

$$X^R = (I - A^R)^{-1}.\mathrm{Y} = B^R.Y^R \qquad (۱)$$

دراین‌رابطه X تولید نهاده بخشی، $\mathrm{B} = (\mathrm{I} - \mathrm{A}^{\mathrm{R}})^{-1}$ ماتریس معکوس لئونتیف و Y بردار تقاضای نهایی است.

ضریب اشتغال مستقیم در هر بخش در مدل داده - ستانده به‌عنوان مقدار اشتغالی که برای تولید یک واحد محصول در آن بخش (بخش ۱) نیاز است، تعریف می‌شود. این مفهوم را می‌توان برای یک بخش خاص و سپس به‌صورت ماتریسی برای تمامی بخش‌ها در رابطه (۲) بیان کرد.

$$e_j = \frac{E_j}{X_j} \qquad E = e^{\wedge}.X \qquad (۲)$$

دراین‌رابطه e_j معرف ضریب مستقیم اشتغال در بخش j (میزان اشتغال ایجاد شده در بخش j به ازای یک واحد تولید)، E_j کل اشتغال بخش j و X_j کل تولید بخش j است. ماتریس E ماتریس اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصادی، ماتریس $e^{\wedge}$ ماتریس قطری ضرایب مستقیم اشتغال و ماتریس X ماتریس تولید بخش‌هاست.

در نتیجه با بازنویسی رابطه (۲) و جایگزینی مقدار معادل ماتریس تولید بخش‌ها در این معادله، رابطه اشتغال کل استان R ام رابطه (۳) حاصل می شود:

$$\mathrm{E}^R = e^R.X^R = e^R.B^R.Y^R \qquad (۳)$$

برای جداسازی تأثیر حجم و ترکیب تقاضای نهایی (y بر تولید و اشتغال در بخش‌های مختلف، ماتریس تقاضای نهایی به دو ماتریس تقسیم می‌شود: یکی ماتریس ترکیب (ساختار) تقاضای نهایی و دیگری ماتریس حجم تقاضای نهایی). ازاین‌رو، می‌توان ماتریس تقاضای نهایی را به‌صورت رابطه (۴) بازنویسی کرد.

$$Y^R = S^R.F^R \qquad (۴)$$

شکل گسترده این دو ماتریس را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد.

$$S^R = \begin{bmatrix} s_1 = \frac{y_1}{\sum_{i=1}^{n} y_i} \\ s_2 = \frac{y_2}{\sum_{i=1}^{n} y_i} \\ \vdots \\ s_R = \frac{y_n}{\sum_{i=1}^{n} y_i} \end{bmatrix}_{n\times 1} \qquad F^R = \sum_{R=1}^{31} Y_i^R \qquad (۵)$$

دراین‌رابطه S^n ماتریسی با ابعاد (n×۱) است که نمایانگر ترکیب (ساختار) تقاضای نهایی است. عناصر این ماتریس، سهم هر بخش از کل تقاضای نهایی در اقتصاد را مشخص می‌کنند. تفاوت‌های موجود در این ماتریس‌ها بین دو منطقه، نشان‌دهنده تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی در آن مناطق است. ماتریس F^n دارای ابعاد (۱×۱) است نمایانگر مجموع تقاضای نهایی در اقتصاد بوده و شامل تقاضای نهایی تمامی بخش‌ها می‌باشد. تفاوت این مقدار در دو منطقه نشان‌دهنده متفاوت بودن حجم قاضای‌نهایی در دومنطقه می‌باشد.

بنابراین، با جای‌گذاری مقدار معادل بردار تقاضای نهایی، اشتغال کل استان (منطقه R) به‌صورت معادله (۶) بدست می‌آید:

$$E^R = e^{R\wedge}.B^R.S^R.F^R \quad (۶)$$

برای به‌دست‌آوردن معادله اشتغال برای میانگین مناطق (میانگین کشوری) از رابطه (۷) استفاده شده است.

$$E^\mu = \frac{1}{31}\sum_{n=1}^{31} \mathrm{E} = e^\mu.B^\mu.S^\mu.F^\mu \quad (۷)$$

هرکدام از اجزای رابطه (۷) به‌صورت زیر بدست می آید:

$$e^\mu = (\sum_{n=1}^{31} \mathrm{diag}(X^R))^{-1}.(\sum_{n=1}^{31} e^n) \quad (۸)$$

$$A^\mu = (\sum_{n=1}^{31} \mathrm{diag}(Z^R))^{-1}.(\sum_{n=1}^{31} (X^R))^{-1} \quad (۹)$$

$$\mathrm{B}^\mu = (\mathrm{I} - A^\mu)^{-1} \quad (۱۰)$$

$$\mathrm{S}^\mu = (\sum_{n=1}^{31} \tilde{F}^R).(\mathrm{diag}(\sum_{n=1}^{31} \mathrm{y}^{\mathrm{R}}))^{-1} \quad (۱۱)$$

$$\mathrm{F}^\mu = (\frac{1}{\sum_{n=1}^{31} \mathrm{f}^R}).(\sum_{n=1}^{31} Y^R) \quad (۱۲)$$

رابطه (۸) e^μ نشان دهنده ماتریس بردار ضریب مستقیم اشتغال برای میانگین کشور، رابطه (۹) A^μ ماتریس ضرایب فنی و Z^n بردار مبادلات واسطه‌ای، رابطه (۱۰) B^μ ماتریس معکوس لئونتیف، رابطه (۱۱) S^μ ماتریس ساختار تقاضای‌نهایی، رابطه (۱۲) F^μ ماتریس حجم تقاضای‌نهایی برای منطقه ۲ یعنی میانگین کشور است.

پس از ساخت جدول داده - ستانده برای هر استان (منطقه R) برای میانگین کشور (منطقه μ)، می‌توان تفاوت اشتغال بین دو منطقه $(R-\mu)$ در اثر دو عامل حجم تقاضای نهایی و ترکیب تقاضای نهایی را بر اساس رابطه (۱۳) به دست آورد.

$$\Delta E^{(R-\mu)} = f(\Delta S)^{(R-\mu)} + f(\Delta F)^{(R-\mu)} \quad (۱۳)$$

جزء اول در سمت راست معادله بالا، اثر تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی دو منطقه و جزء دوم نیز اثر تفاوت در حجم تقاضای نهایی دو منطقه بر تفاوت اشتغال بین دو منطقه را نشان می‌دهد. هر کدام از این دو جزء بر اساس معادلات (۱۴) و (۱۵) به دست می آیند.

$$\mathrm{f}(\Delta\mathrm{S})^{(\mathrm{R}-\mu)} = (\mathrm{e}^{\mathrm{u}\wedge}.\mathrm{B}^{\mu}.\Delta\mathrm{S}^{(\mathrm{R}-\mu)}.\mathrm{F}^{\mathrm{R}\wedge} + \mathrm{e}^{\mathrm{R}\wedge}.\mathrm{B}^{R}.\Delta\mathrm{S}^{(\mathrm{R}-\mu)}.\mathrm{F}^{\mu\wedge})/2 \quad (۱۴)$$

$$\mathrm{f}(\Delta\mathrm{F})^{(\mathrm{R}-\mu)\wedge} = (\mathrm{e}^{\mu}.\mathrm{B}^{\mu}.\mathrm{S}^{\mu}.\Delta\mathrm{F}^{(\mathrm{R}-\mu)\wedge} + \mathrm{e}^{\mathrm{R}\wedge}.\mathrm{B}^{R}.\mathrm{S}^{R}.\Delta\mathrm{F}^{(\mathrm{R}-\mu)\wedge})/2 \quad (۱۵)$$

رابطه (۱۴) منعکس کننده تأثیر تفاوت ترکیب تقاضای نهایی در دو منطقه بر تفاوت‌های اشتغال بین دو منطقه است. اثر تفاوت در حجم تقاضای نهایی دو منطقه بر اشتغال بین دو منطقه در معادله (۱۵) نشان داده‌شده است.

برای تحلیل تأثیر تغییر هر یک از عوامل تفاوت بر حجم و ترکیب تقاضای نهایی و همچنین تفاوت‌های بین‌منطقه‌ای در اشتغال در ۳۱ استان و میانگین کشور در سال ۱۳۹۵، به جداول داده - ستانده تک منطقه‌ای و آمار اشتغال بخش‌های مختلف ۳۱ استان در آن سال نیاز داریم. به همین منظور، با استفاده از جدول داده ستانده ملی سال ۱۳۹۵ که به جدول داخلی تبدیل شده و با به‌کارگیری روش AFLQ ، جداول داده ستانده منطقه‌ای برای ۳۱ استان تهیه گردید. برای تولید این جداول، علاوه بر جدول داده ستانده ملی، آمار تولید بخشی در سطح مناطق (۳۱ استان) نیز موردنیاز بود که این اطلاعات از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران استخراج شد.

در نهایت، جدول داده - ستانده برای ۳۱ استان کشور به تفکیک ۱۵ بخش اقتصادی تهیه گردید که این اطلاعات بر اساس تناسب بین بخش‌های جدول داده - ستانده و آمار اشتغال موجود در بخش‌های مختلف اقتصادی به‌دست‌آمده است. همچنین آمار اشتغال در ۱۵ بخش مذکور نیز از مرکز آمار ایران دریافت گردید.

۴. یافته‌های پژوهش

اثر تفاوت در حجم و ترکیب تقاضای نهایی در ۳۱ استان کشور بر تفاوت اشتغال با میانگین مناطق در جدول (۱) نشان داده شده است. بر اساس اطلاعات جدول، بیشترین اثر مثبت تفاوت در حجم تقاضای نهایی بر اشتغال در استان‌های تهران، خوزستان و فارس بوده است. این عامل موجب بیشتر شدن اشتغال استان تهران به میزان ۳۵۹۴۵۸۵ نفر، استان خوزستان ۱۵۲۶۵۱۱ نفر و استان فارس ۸۴۷۹۱۲ نفر نسبت به میانگین کشور شده است. یکی از دلایل مثبت بودن این عامل بر اشتغال این استان‌ها این است که این استان‌ها از حجم تقاضای نهایی بیشتری نسبت به میانگین کشور استفاده می‌کنند و این امر موجب شده است تا اثر حجم تقاضای نهایی در این استان‌ها نسبت به سایر استان‌ها بالاتر باشد.

جدول ۱: اثر تفاوت حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر اشتغال استان‌ها

ردیف	استان	نوع اثر تقاضای نهایی		ردیف	استان	نوع اثر تقاضای نهایی	
		اثر حجم	اثر ترکیب			اثر حجم	اثر ترکیب
۱	آذربایجان شرقی	۱۵۵۰۸۴	۴۷۰۷۲	۱۷	فارس	۸۴۷۹۱۲	-۳۴۰۵۵۹
۲	آذربایجان غربی	-۳۶۸۴۹۳	۲۲۲۹۴	۱۸	قزوین	-۳۰۳۴۳۰	-۵۰۲۷۹
۳	اردبیل	-۶۷۵۹۸۳	۵۵۴۷۴	۱۹	قم	-۵۲۵۲۰۶	۷۹۷
۴	اصفهان	۷۵۱۹۵۰	-۱۸۱۲۹۳	۲۰	کردستان	-۷۷۱۵۴۷	۹۱۸۰۳
۵	ایلام	-۳۹۵۲۶۴	-۵۷۵۳۳	۲۱	کرمان	-۷۴۰۹۹	۶۰۱۸۲
۶	البرز	-۱۸۶۷۷۴	-۵۱۹۶۶۹	۲۲	کرمانشاه	-۳۹۵۰۹۷	۹۵۴۸۶
۷	بوشهر	۲۸۰۳۳۴	-۳۱۷۰۰۱	۲۳	کهگیلویه و بویراحمد	-۲۷۰۰۴۱	-۲۷۶۷۹۴
۸	تهران	۳۵۹۴۵۸۵	-۷۴۰۵۴	۲۴	گلستان	-۵۹۳۰۰۲	-۴۴۶۱۰
۹	چهارمحال بختیاری	-۷۱۶۹۹۸	۳۵۸۱	۲۵	گیلان	-۲۶۰۳۴۴	۵۲۱۹
۱۰	خراسان جنوبی	-۷۲۶۹۹۸	۱۰۰۹۷۸	۲۶	لرستان	-۶۰۱۱۵۷	۱۲۱۴۵۴
۱۱	خراسان رضوی	۵۵۷۴۸۵	۳۳۴۶۳	۲۷	مازندران	۱۰۷۷۳۸	۱۵۱۷۶
۱۲	خراسان شمالی	-۸۰۰۴۲۰	۱۲۱۵۰۳	۲۸	مرکزی	-۱۴۷۰۹۰	-۲۳۸۱۰
۱۳	خوزستان	۱۵۲۶۵۱۱	-۶۵۳۹۴۵	۲۹	هرمزگان	-۱۰۰۹۶۰	-۱۱۴۴۰
۱۴	زنجان	-۵۴۷۱۷۹	۵۱۴۰۶	۳۰	همدان	-۶۱۷۳۹۴	۶۹۷۶۷
۱۵	سمنان	-۴۷۵۷۶۱	۲۰۷۶۵	۳۱	یزد	-۳۰۸۰۷۷	۶۹۳۴
۱۶	سیستان و بلوچستان	-۶۸۷۹۹۴	۵۰۶۷۵	-	-	-	-

منبع: محاسبات تحقیق

بیشترین اثر منفی تفاوت در حجم تقاضای نهایی بر تفاوت اشتغال در استان خراسان شمالی بوده است. این عامل موجب کمتر بودن اشتغال استان خراسان شمالی به میزان ۸۰۰۴۲۰ نفر نسبت به میانگین کشور شده است. پس از استان خراسان شمالی، استان خراسان‌جنوبی و کردستان بیشترین اثر منفی تفاوت در حجم تقاضای نهایی را دارند. این اثر باعث کمترشدن اشتغال در استان خراسان جنوبی به میزان ۷۲۶۹۹۸ نفر و در استان کردستان به میزان ۷۷۱۵۴۷ نفر نسبت به میانگین منطقه‌ای در کشور شده است.

اثر تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی بر تفاوت اشتغال ۳۱ استان در جدول (۱) نشان داده شده است. بر اساس جدول، بیشترین اثر مثبت تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی بر اشتغال در استان‌های خراسان شمالی، لرستان و خراسان جنوبی بوده است. این عامل موجب بیشتر بودن اشتغال این استان‌ها نسبت به میانگین کشور شده است. اشتغال در استان خراسان شمالی ۱۲۱۵۰۳ نفر، استان لرستان ۱۲۱۴۵۴ نفر و استان خراسان جنوبی ۱۰۰۹۷۸ نفر به علت تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی بالاتر از میانگین کشور بوده است. یکی از دلایل بیشترشدن اشتغال این استان‌ها در اثر تفاوت ترکیب (ساختار) تقاضای نهایی، بالا بودن سهم بخش‌ها از کل تقاضای‌نهایی در اقتصاد این استان‌ها نسبت به میانگین کشوری می‌باشد. از بین استان‌هایی که اشتغال آنها اثرپذیری منفی از تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی داشته است، استان‌های «خوزستان»، «البرز» و «اصفهان» به ترتیب بیشترین اثر منفی اشتغال را از تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی را تجربه کرده‌اند. کمتر بودن اشتغال این استان‌ها در اثر این عامل به ترتیب برابر ۶۵۳۹۴۵ نفر، ۵۱۹۶۶۹ نفر و ۱۸۱۲۹۳ نفر بوده است.

اثر تفاوت در حجم تقاضای نهایی بر تفاوت اشتغال ۳۱ استان کشور به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی در نمودار (۱) نشان داده شده است. بر اساس نتایج تفاوت در حجم تقاضای نهایی در ۸ استان اثر مثبت داشته و موجب بیشترشدن اشتغال و در ۲۳ استان اثر منفی و موجب کمترشدن اشتغال نسبت به میانگین کشور شده است. بیشترین اثر مثبت این عامل در بخش «حمل‌ونقل عمده‌فروشی و خرده‌فروشی» و در استان تهران بوده است. اشتغال در بخش حمل‌ونقل عمده‌فروشی و خرده‌فروشی استان تهران به علت تفاوت در حجم تقاضای نهایی در این بخش موجب بیشترشدن اشتغال بخش حمل‌ونقل عمده‌فروشی و خرده‌فروشی استان نسبت به میانگین کشور به‌اندازه ۸۹۹۳۸۱ نفر است. بخش حمل‌ونقل عمده‌فروشی و خرده‌فروشی پس از استان تهران بیشترین اثر مثبت بر اشتغال را در استان خوزستان دارد. این اثر باعث بیشترشدن اشتغال استان خوزستان به میزان ۳۱۹۰۳۸ نفر از میانگین کشوری شده است. پس از بخش حمل‌ونقل عمده‌فروشی و خرده‌فروشی بیشترین اثر مثبت تفاوت در ضرایب مستقیم اشتغال بر بخش «سایر صنایع» در استان فارس و در بخش «ساختمان» در استان اصفهان است. این عامل موجب بیشترشدن اشتغال استان فارس در بخش سایر صنایع به میزان ۱۱۳۳۱۰ نفر نسبت به میانگین کشور و در استان اصفهان در بخش ساختمان به میزان ۱۲۶۶۵۳ نفر از میانگین کشور شده است.

بیشترین اثر منفی تفاوت در حجم تقاضای نهایی بر بخش کشاورزی در استان خراسان جنوبی است. این عامل موجب کمترشدن اشتغال استان خراسان جنوبی به میزان ۲۱۲۷۳۱ نفر نسبت به میانگین کشور شده است. پس از بخش کشاورزی بیشترین اثر منفی این عامل بر بخش معدن در استان البرز و بخش حمل‌ونقل، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی در استان خراسان شمالی است. تفاوت در حجم تقاضای نهایی موجب کمترشدن

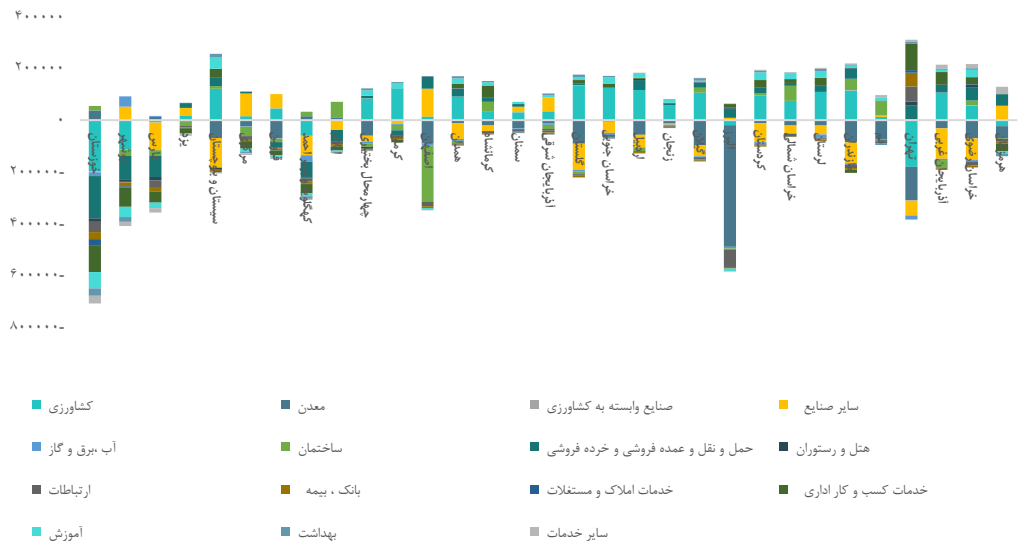
اشتغال استان البرز در بخش معدن به میزان ۴۸۷۸۶ نفر و در استان خراسان شمالی در بخش حمل‌ونقل، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی به‌اندازه ۱۳۷۳۵۱ نفر نسبت به میانگین کشور شده است.

شکل ۱: اثر تفاوت حجم تقاضای نهایی بر تفاوت اشتغال استان‌ها به تفکیک بخش‌های اقتصادی

منبع: یافته‌ها پژوهش

تأثیر تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی بر اشتغال ۳۱ استان کشور، به تفکیک بخش‌های مختلف اقتصادی، در نمودار (۲) نمایش داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی در ۱۹ استان اثر مثبت داشته و موجب افزایش اشتغال نسبت به میانگین کشور شده است؛ درحالی‌که در ۱۲ استان اثر منفی داشته و به کاهش اشتغال منجر شده است. بیشترین اثر مثبت تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی بر اشتغال، مربوط به بخش کشاورزی استان گلستان است؛ به‌گونه‌ای که این تفاوت سبب افزایش اشتغال در بخش کشاورزی استان به میزان ۱۳۳۹۰۹ نفر بیش از میانگین کشور شده است. پس از آن، بالاترین اثر مثبت در بخش «سایر صنایع» استان اصفهان مشاهده می‌شود که به افزایش اشتغال در این بخش به میزان ۱۰۷۴۵۹ نفر بیش از میانگین کشور منجر شده است. در نهایت، بیشترین اثر مثبت ترکیب تقاضای نهایی در بخش ساختمان استان ایلام مشاهده شده که سبب افزایش اشتغال این استان به میزان ۶۲۴۴۶ نفر بیش از میانگین کشور شده است.

بیشترین اثر منفی تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی بر اشتغال، مربوط به بخش معدن در استان البرز است؛ به‌گونه‌ای که این عامل موجب کاهش اشتغال در این استان به میزان ۴۷۰۶۶۰ نفر نسبت به میانگین کشور شده است. پس از آن، بیشترین اثر منفی در بخش «سایر صنایع» استان آذربایجان غربی و بخش «حمل‌ونقل، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی» استان خوزستان مشاهده می‌شود. به‌طور مشخص، تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی سبب کاهش اشتغال در بخش سایر صنایع استان آذربایجان غربی به میزان ۱۱۷۶۴۶ نفر و در بخش حمل‌ونقل، عمده‌فروشی و خرده‌فروشی استان خوزستان به میزان ۱۶۲۸۸۹ نفر کمتر از میانگین کشور شده است.



شکل ۲: اثر تفاوت ترکیب تقاضای نهایی بر تفاوت اشتغال استان‌ها به تفکیک بخش های اقتصادی

منبع: یافته‌ها پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مطالعه بررسی تأثیر تفاوت در حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر اختلافات اشتغال در استان‌های مختلف کشور نسبت به میانگین ملی در سال ۱۳۹۵، با استفاده از مدل داده-ستانده منطقه‌ای است. در این راستا، اثر تفاوت‌های ناشی از حجم و ترکیب تقاضای نهایی بر سطح اشتغال استان‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی مورد تحلیل قرار گرفت. یکی از کاربردهای کلیدی یافته‌های این پژوهش، شناسایی شکاف‌های منطقه‌ای و ارائه مبنایی علمی برای تدوین سیاست‌های متناسب در جهت توسعه متوازن منطقه‌ای کشور است.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تفاوت در حجم تقاضای نهایی در ۸ استان اثر مثبت و در ۲۳ استان اثر منفی داشته است. به بیان دیگر، بالاتر بودن حجم تقاضای نهایی در برخی استان‌ها نشان‌دهنده سرمایه‌گذاری و صادرات بیشتر در آن‌ها است. بر این اساس، اگر هدف سیاست‌گذاران منطقه‌ای افزایش سطح اشتغال باشد، پیشنهاد می‌شود سرمایه‌گذاری در بخش‌هایی متمرکز شود که دارای حجم بالای تقاضای نهایی هستند.

یافته‌های دیگر پژوهش نشان می‌دهد که اثر تفاوت در ترکیب تقاضای نهایی در ۱۲ استان از ۳۱ استان کشور منفی بوده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در استان‌هایی که سهم برخی بخش‌ها از کل تقاضای نهایی کمتر است، سرمایه‌گذاری در این بخش‌های اولویت‌دار و تقویت ظرفیت‌های تولیدی آن‌ها می‌تواند نقش مؤثری در افزایش اشتغال ایفا کند. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران منطقه‌ای با توجه به پتانسیل‌های خاص هر منطقه، برنامه‌ریزی مناسبی برای افزایش سرمایه‌گذاری در بخش‌های دارای مزیت نسبی و توان بالقوه اشتغال‌زایی تدوین کنند. به‌عبارت دیگر، سطح تقاضای نهایی تنها در ۱۹ استان کشور بالاتر از میانگین ملی است. این موضوع نشان می‌دهد که نابرابری قابل توجهی در توزیع تقاضای نهایی میان استان‌های کشور وجود دارد و بخش عمده‌ای از تقاضا در ۹ استان متمرکز شده است. بر این اساس، در راستای دستیابی به

توسعه متوازن منطقه‌ای، ضروری است برنامه‌های جامع و هدفمندی برای کاهش نابرابری تقاضا در سطح استان‌ها تدوین و اجرا شود. یکی از راهکارهای اساسی در این زمینه، افزایش مخارج دولت در استان‌هایی است که سطح تقاضای نهایی پایین‌تری دارند. استان‌های سیستان و بلوچستان، گلستان، خراسان شمالی، کردستان، البرز و چهارمحال و بختیاری از جمله استان‌های اولویت‌دار در این راستا محسوب می‌شوند. علاوه بر این، حمایت از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در فعالیت‌های اقتصادی متنوع می‌تواند به افزایش سطح تقاضای نهایی در مناطق محروم کمک کند. در این چارچوب، تسهیل فرایند اعطای اعتبارات بانکی برای سرمایه‌گذاری، به‌ویژه برای کارآفرینان و سرمایه‌گذاران محلی، از جمله سیاست‌های مؤثر برای ارتقای سطح تقاضای نهایی و تقویت پویایی اقتصادی در استان‌های با تقاضای پایین به شمار می‌آید.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این پژوهش برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد *نسترن بولاغ* در رشته اقتصاد به راهنمایی دکتر رمضان حسین‌زاده در گروه علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان است.

تضاد منافع

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

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای پژوهش و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

کد ارکید (ORCID)

Nastaran Boolagh https://orcid.org/0009-0001-2270-0636

Ramezan Hosseinzadeh https://orcid.org/0000-0003-4451-5260

منابع و مأخذ

اسفندیاری، علی‌اصغر و ترحمی، فرهاد. (۱۳۸۸). بررسی اشتغال‌زایی بخش‌های اقتصادی ایران با تاکید بر بخش کشاورزی. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۷(۶۷)، ۹۳-۱۱۶. https://doi.org/10.30490/aead.2009.58836

باران پور، نغمه، حسن وند، داریوش، نادمی، یونس و ترحمی، فرهاد. (۱۴۰۲). بررسی نقش بخش واسطه گری مالی در تولید و اشتغال اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد حذف فرضی تعمیم یافته. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست های اقتصادی*، ۳۱(۱۰۶)، ۸۱-۴۵. http://dx.doi.org/10.61186/qjerp.31.106.45

بزازان، فاطمه و آزاد دانا، فهیمه. (۱۳۹۷). اثرات اقتصادی ورود گردشگران داخلی به قم (رویکرد داده ستانده دومنطقه ای). *نشریه برنامه ریزی و توسعه گردشگری*، ۷(۲۵)، ۸-۲۴. https://doi.org/10.22080/jtpd.2018.1997

بزازان، فاطمه. (۱۳۹۰). ضرایب فزاینده ی تولید، اشتغال و درآمد در مدل داده – ستانده ی دو منطقه‌ای. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۸(۲)، ۱۵۱-۱۷۸. https://doi.org/10.22055/jqe.2011.10604

بزازان، فاطمه؛ بانویی، علی‌اصغر و کرمی، مهدی. (۱۳۸۸). تحلیل اثرات بازخوردی و سرریزی، *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، ۱۳(۳۹)، ۲۹. https://ijer.atu.ac.ir/article_3505.html

ترحمی، فرهاد، بزازان، فاطمه و فارسی، فرشته. (۱۳۹۹). محاسبه ضرایب داده – ستانده سه منطقه‌ای، روش ترکیبی سهم مکانی – جاذبه (مطالعه موردی: مناطق نفت خیز، استان تهران و سایر اقتصاد ملی)، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۸(۹۳)، ۲۰۱–۱۷۱. http://dx.doi.org/10.52547/qjerp.28.93.171

جلایی، اعظم، اکبری، نعمت‌الله و صفاری، بابک. (۱۴۰۲). ارزیابی اثرات تشکیل مرکز لجستیک در استان اصفهان بر اقتصاد منطقه‌ای مبتنی بر مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه دو منطقه‌ای، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، ۵۸(۱۴۲)، ۲۵–۵۹. https://doi.org/10.22059/jte.2023.93449

جواهری، بختیار، حبیبی، فاتح و عارفی، الهام. (۱۳۹۹). بررسی اشتغال زایی بخش های اقتصادی استان ایلام با استفاده از جدول داده ستانده، *نشریه توسعه و سرمایه*، ۵(۱)، ۵۱–۶۵. https://doi.org/10.22103/jdc.2019.13810.1071

حسین‌زاده، رمضان و اشرفی، فاطمه. (۱۴۰۰). اثر تغییر تقاضای نهایی بر ارزش افزوده با تاکید بر نقش صادرات: کاربرد مدل داده – ستانده در دوره ۱۳۹۰–۱۳۹۵، *نشریه اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۵(۳)، ۲۹–۴۸. https://doi.org/10.30465/jnet.2020.6297

حسین‌زاده، رمضان و شریفی، نورالدین. (۱۳۹۳). بررسی عوامل موثر بر رشد اقتصاد استان گلستان با تاکید بر نقش اثرات سرریزی و بازخوردی منطقه‌ای: تحلیل داده – ستانده دو منطقه‌ای، *فصلنامه پژوهش‌های رشدو توسعه اقتصادی*، ۴(۱۵)، ۱۱–۲۴. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1393.4.15.1.8

عسگری، منصور. (۱۴۰۰). عوامل موثر بر اشتغال در صنایع کارخانه‌ای کشور، *نشریه توسعه و سرمایه*، ۵(۲)، ۴۷–۶۵. https://doi.org/10.22103/jdc.2020.11705.1040

عیسی‌زاده، سعید و قدسی، سوده. (۱۳۹۱). محاسبه ضرایب اشتغال زایی بخش گردشگری در اقتصاد ایران: با استفاده از مدل داده – ستانده، *نشریه مطالعات مدیریت گردشگری*، ۷(۱۷)، ۱۵۱. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23223294.1391.7.17.6.8

فرمانی، مریم، ده‌مرده قلعه‌نو، نظر و شهرکی، جواد. (۱۳۹۵). شناسایی فعالیت های اقتصادی کلیدی استان سیستان و بلوچستان از نظر ایجاد اشتغال و تولید با استفاده از جدول داده – ستانده، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۶(۲)، ۵۶–۲۳. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1395.16.2.9.4

کهنسال، محمدرضا و رفیعی دارانی، هادی. (۱۳۹۲). بررسی پتانسیل اشتغال‌زایی بخش کشاورزی در عرصه‌های اقتصاد شهر و روستا (مطالعه موردی استان خراسان رضوی)، *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۵(۱)، ۲۳–۴۵. https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1392.5.17.2.7

مقصودی، نصرالله. (۱۳۹۶). درآمدی بر اشتغال در بخش های عمده استان تهران براساس داده – ستانده بخشی، *فصلنامه اقتصاد و مدیریت شهری*، ۵(۱۹)، ۶۳–۷۸. http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.iueam.5.19.63

References

Asgari, M. (2021). Factors Affecting Employment in Manufacturing Industries of Iran. *Journal of Development and Capital*, *5*(2), 47-65. https://doi.org/10.22103/jdc.2020.11705.1040 (In Persian).

Baranpour, N., Hasanvand, D., Nademi, Y. & Tarahomi, F. (2023). Examining the Role of Financial Intermediation in the Production and Employment of Iran's Economy Using the Expanding Extraction Approach. *Journal of Economic Research and Policies*, 31(106), 45-81 http://dx.doi.org/10.61186/qjerp.31.106.45 (In Persian).

Bazzazan, F. (2011). Output, Employment and Income Multipliers in the Two-Region Interregional Case. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *8*(2), 151-178. https://doi.org/10.22055/jqe.2011.10604 (In Persian).

Bazzazan, F. & Azaddana, F. (2018). The Economic Impact of Domestic Tourism Qom (Two Regional Input-Output Approach). *Journal of Tourism Planning and Development*, 7(25), 8-24. https://doi.org/10.22080/jtpd.2018.1997 (In Persian).

Bazzazan, F., Banooi, A. A. & Karami, M. (2009). Spillover and Feedback Effects in a Two- Region Input-Output Framework- the Case of Tehran Province and the Rest of the Economy. *Iranian Journal of Economic Research*, *13*(39), 29-52. https://ijer.atu.ac.ir/article_3505.html?lang=en (In Persian).

Bhattacharya, T. & Rajeev, M. (2014). *Identifying Employment Creating Sectors in India: An Analysis of Input-Output Linkages*, The International Center for Development and Decent Work, ICDD Working Papers, Paper No. 12, Available at: https://ideas.repec.org/p/ajy/icddwp/12.html

Campos, R. B. & Guilhoto, J. J. (2017). The socioeconomic impact of low-income housing programs: An interregional input-output model for the state of Sao Paulo and the rest of Brazil. *Habitat International*, 65, 59-69. https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2017.04.001

Cerqua, A. & Pellegrini, G. (2022). Decomposing the employment effects of investment subsidies. *Journal of Urban Economic* ,128, 103408. https://doi.org/10.1016/j.jue.2021.103408

Eisazadeh, S. & Ghodsi, S (2012). Evaluating the employment multipliers of tourism in Iran's economy: through input- output model. *Journal of Tourism Management Studies*, 7(17), 151. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23223294.1391.7.17.6.8 (In Persian).

Esfandiari, A, & Targemi, F. (2008) Investigating employment generation in Iran's economic sectors with an emphasis on the agricultural sector. *Quarterly Agricultural Economics and Development,* 17(67), 93-115. https://doi.org/10.30490/aead.2009.58836 (In Persian).

Farmani, M., Dahmardeh, N. & Shahraki, J. (2016). Identifying the key Economic Sectors of Sistan and Baluchestan Province Regarding Job Creation and Production Using Input - Output Table. *The Economic Research*, 16(2), 23-56. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1395.16.2.9.4 (In Persian).

Feenstra, R. & Sasahara, A. (2018). The 'China Shock', Exports and U.S. Employment: A Global Input-Output Analysis. *Review of International Economics,* 26, 1053–1083. https://doi.org/10.1111/roie.12370

Hosseinzadeh, R. & Ashrafi, F. (2020). The Effect of final Demand Changes on Value-Added with emphasizing the role of export: Application of input-output model during 2011-2016. *new economy and trad*, 15(3), 29-48. https://doi.org/10.30465/jnet.2020.6297 (In Persian).

Hosseinzadeh, R. & Sharifi, N. (2014). Investigation of the Factors Affecting Economic Growth in Golestan Province, Emphasizing the Regional Spillovers and Feedback Effects: Two Regional Input-Output Analysis. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 4(15), 11-24. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1393.4.15.1.8 (In Persian).

Hudcovsky, M. & Kubala, J. (2016). How Important Is Structural Change to Employment Development: A Comparison of Germany vs. Slovakia, *24th IIOA Conference*, Korea.

Incera, A. C. (2017). Drivers of Change in the European Youth Employment: A Comparative Structural Decomposition Analysis. *Economic Systems Research*, 29(4), 463–485. https://doi.org/10.1080/09535314.2017.1316708

Jalaei, A., Akbari, N., & Saffari, B. (2023). Evaluating the Impact of Logistics Hub Formation in Isfahan Province on Regional Economy Based on Two-Regional Computable General Equilibrium Model. *Journal of Economic Research*, 58(142), 25-59. https://doi.org/10.22059/jte.2023.93449 (In Persian).

Javaheri, B., Habibi, F. & Arefi, E. (2020). Investigation of Job Creation in Economic Sectors of Ilam Using Input-Output Table. *Journal of Development and Capital*, 5(1), 51-65. https://doi.org/10.22103/jdc.2019.13810.1071(In Persian).

Kiyota, K. (2016). Exports and Employment in China, Indonesia, Japan, and Korea. *Asian Economic Papers*, 15(1), 57–72. https://doi.org/10.1162/ASEP_a_00402

Kohansal, M. & Rafee darani, H., (2013). Study of employment potential of agricultural sector in rural and urban sectors: Case study of Khorasan Razavi province. *Journal of Agricultural Economics Researches*, 5(1), 23-45. https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1392.5.17.2.7 (In Persian).

Los B., Timmer M. P. & Vries, G. J., (2015). How Important Are Exports for Job Growth in China? A Demand Side Analysis. *Journal of Comparative Economics*, 43(1), 19-32. https://doi.org/10.1016/j.jce.2014.11.007

Maghsoudi, N. (2017). An Introduction to Employment in Main Parts of Tehran Province Based on Output-Input Division. *Journal of Urban Economics and Management*, 5(19), 63-78. http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.iueam.5.19.63 (In Persian).

Miller, R. E. & Peter D. Blair. (2009), *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, Cambridge University Press: New York, 2nd edition. https://doi.org/10.1017/CBO9780511626982

Pak, M. & Poissonnier, A., (2016). Accounting for technology, trade and final consumption in employment: an Input-Output decomposition. *paper presented in 24th International Input-Output Conference*, 4-8 July 2016, Korea, Seoul.

Sasahara, A. (2019). Explaining the Employment Effect of Exports: Value-Added Content Matters. *Journal of the Japanese and International Economies*, Article in Press, https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3272547

Tarahomi, F., Bazzazan, F. & Farsi, F. (2020). Calculation of three-regions input-output coefficients, hybrid Location Quotient - Gravity Method, (Case Study: oil-rich regions, Tehran Province, and the rest national economies). *Journal of Economic Research and Policies*, 28(93), 171-201. http://dx.doi.org/10.52547/qjerp.28.93.171 (In Persian).

Tin, P. B. (2014). A decomposition analysis for labour demand: Evidence from Malaysian manufacturing sector, *WSEAS Transactions on Business and Economics*, 11(1), 32-41.

Wydra, S. (2011). Production and Employment Impacts of Biotechnology-input output analysis Foe Germany. *Technological Forecasting and Social Change*.78 (2011), 1200-1209. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2011.03.002

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 3, Autumn 2025, Page: 107-133 DOI: 10.22034/jepr.2025.143141.1237

Original Research Article

The Gravity Model of Iran's Foreign Trade Efficiency With MENA Countries

Milad CheshmAghlideh[1], Ruhollah Amareh[*2], Yousef Mehnatfar [3]

1. M.A in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
2. Ph.D. in Accounting, Department of Accounting, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Iran
3. Associate Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran of University, Babolsar, Iran

Received: 13 February 2025 *Accepted: 08 July 2025*

Abstract

This study examines the efficiency of Iran's foreign trade with MENA countries using a gravity model within a stochastic frontier framework over the period 2010–2022. The findings indicate that Iran tends to trade more with wealthier and larger economies, particularly Iraq, Kuwait, Syria, and the United Arab Emirates. In contrast, geographical distance negatively affects trade flows, as longer distances increase transportation costs and logistical constraints. Gulf countries, including Kuwait, the UAE, and Oman, maintain higher trade volumes with Iran, demonstrating that proximity facilitates both transportation and stronger economic linkages. Iran also exhibits higher trade efficiency with neighboring countries sharing land borders, whereas it has been less successful in leveraging maritime access to expand trade with other MENA partners. The results further highlight that domestic inefficiencies dominate Iran's trade performance: approximately 96.5% of variations in trade efficiency are attributed to internal mismanagement, while only 3.5% are explained by random shocks. These findings suggest that improving domestic trade management and strategic regional partnerships are key to enhancing Iran's trade performance in the MENA region.

Keywords: Foreign Trade Efficiency, Trade Flows, Stochastic Frontier Analysis, Gravity Model

JEL Classification: F1, F14, C3, C5

***Corresponding Author**: Ruhollah Amareh* ***E-mail:** amareh.ruhollah@gmail.com* ***Tel:** +989162379068*

How To Cite: CheshmAghlideh, M., Amareh, R. & Mehantfar, Y. (2025). The Gravity Model of Iran's Foreign Trade Efficiency With MENA Countries. *Economic Policies and Research*, 4(3), 107-133. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143141.1237

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63925.html?lang=en

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, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Economic size and geographical distance are two critical factors influencing the volume and efficiency of international trade. According to gravity models, trade volumes increase with the economic size of trading partners (GDP) and decrease with greater distance. Despite Iran's rich resources and strategic geopolitical location, it accounts for only 2.3% of total trade in the MENA region, highlighting a substantial gap between potential and actual performance.

Analyzing Iran's trade with MENA countries is of strategic importance for several reasons. First, geographic proximity and cultural similarities make the region a natural market for Iranian goods. Second, evolving international relations underscore the need to focus on regional markets. Third, improving trade efficiency can drive economic growth and job creation domestically. Identifying barriers and proposing solutions to enhance trade performance with MENA countries is therefore essential.

This study employs a trade efficiency gravity model combined with stochastic frontier analysis to measure Iran's trade performance relative to its potential and to identify key factors influencing trade flows. The analysis provides a scientific basis for trade policy and strategies aimed at increasing Iran's share of regional trade under current international conditions.

Methodology

The research uses panel data covering trade flows between Iran and 20 MENA countries from 2010 to 2022, including Bahrain, Kuwait, Oman, Qatar, Saudi Arabia, UAE, Algeria, Djibouti, Egypt, Iraq, Jordan, Lebanon, Libya, Malta, Morocco, Yemen, Syria, Tunisia, and Palestine.

A stochastic frontier gravity model is employed to evaluate trade efficiency, distinguishing between potential and actual trade performance. The model incorporates standard gravity variables—economic size (GDP) and geographical distance—as well as dummy variables for Gulf countries, land borders, and maritime access. Formally, the model is expressed as:

$$\boldsymbol{lnTF_{ij} = \beta_0 + \beta_1 lnGDP_j + \beta_2 Persian\ Gulf_dummy_j + \beta_3 lnDIST_{ij}^2 + \beta_4 Borders_dummy_j + \beta_5 Land_dummy_j + v_{it} - u_{it}} \quad (1)$$

Table 1. Variables and sources of research data

Symbol	Variable	Variable Measurement	Source
$lnBTF_{ij}$	Trade flows	Total value of Iran's exports to MENA countries	United Nations
$lnGDP_j$	Gross Domestic Product (GDP)	GDP per capita	World Bank
$Persian\ Gulf$_dummy$_j$	Gulf Countries Dummy Variable	1 if the country is part of the Gulf countries, otherwise 0	-
$lnDIST_{ij}^2$	Squared Distance	Square of the geographical distance between Tehran and the partner country's capital	CEPII
$Borders_dummy_j$	Border Dummy Variable	1 if there is a common land or sea border, otherwise 0	-
$Land_dummy_j$	Sea Access Dummy Variable	1 if the country has access to sea routes, otherwise 0	Flanders Marine Institute (2023)
β_0	Latitude of Origin	Latitude of origin	-
$v_{it} - u_{it}$	Residual Component	Unobserved factors	-

Results and Discussion

The gravity model results reveal that GDP has a positive and significant impact on trade flows (coefficient = 0.797), confirming that wealthier economies engage more actively with Iran. Geographical distance negatively affects trade (coefficient = -0.338), reflecting increased transport costs and logistical barriers. Gulf countries exhibit higher trade volumes with Iran (coefficient = 1.746), highlighting the benefits of proximity in fostering economic ties.

Stochastic frontier results indicate a σ^2 value of 54.088 and a γ of 0.965, showing that 96.5% of variations in trade efficiency are due to internal inefficiencies rather than random shocks. Significant internal inefficiencies are reflected in the σ_u^2 of 58.228, while random errors (σ_v^2) account for only 1.86.

Over 2010–2022, Iran's trade efficiency with specific MENA countries has declined substantially. For example, efficiency with Algeria fell from 0.987 to 0.045, and with Egypt from 0.192 to 0.042. Trade with Saudi Arabia dropped to zero, while Lebanon and Oman experienced gradual declines. These trends indicate persistent managerial and logistical challenges in Iran's foreign trade operations.

Conclusion

The analysis confirms that Iran trades more with wealthier countries and those geographically closer, particularly Gulf nations. Distance and inefficient management reduce trade efficiency, while land-border proximity facilitates trade. Iran's lower efficiency in utilizing maritime access highlights the need to address logistical and administrative constraints. Enhancing domestic trade management, fostering strategic partnerships, and improving regional transit agreements are essential to fully realizing Iran's trade potential in the MENA region.

Additional information

Authors' Contributions

Milad CheshmAghlideh: Responsible for the initial design of the research, preparation of research samples, data extraction and analysis, examination of statistical results, and verification of their accuracy.

Ruhollah Amareh: Responsible for conducting statistical calculations, analyzing statistical results, preparing the initial draft of the manuscript, and supervising and monitoring the progress of the research.

Yousef Mehnatfar: Responsible for contributing to the initial design of the research, overseeing the precise implementation of the study, reviewing, studying, and revising the final manuscript.

Conflict of interest

The authors declare that there is no conflict of interest in this research.

Financial Support

The authors have not received any financial support for the research and publication of this article.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴، صفحات: ۱۰۷ – ۱۳۳
DOI: 10.22034/jepr.2025.143141.1237

مقاله پژوهشی

مدل گرانشی کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای منطقه منا

میلاد چشم‌اغلیده[۱]، روح الله آماره*[۲]، یوسف محنت فر[۳]

۱. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
۲. دکتری حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
۳. دانشیار، گروه اقتصاد انرژی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۲۵ *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۴/۱۷*

چکیده

هدف این پژوهش بررسی کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای منطقه منا (MENA) با استفاده از مدل گرانشی تجارت در قالب تابع مرزی تصادفی در بازه زمانی ۲۰۱۰-۲۰۲۲ است. نتایج حاصل از برآورد مدل گرانشی نشان می‌دهد که ایران تمایل بیشتری به تجارت با کشورهای ثروتمند و با اقتصاد بزرگ‌تر (عراق، کویت، سوریه و امارات) دارد. در مقابل، فاصله جغرافیایی تأثیر منفی بر جریان‌های تجاری دارد؛ به صورتی که حجم تجارت به دلیل هزینه‌های بالای حمل‌ونقل و چالش‌های لجستیکی با افزایش مسافت کاهش می‌یابد. علاوه بر این، کشورهای حوزه خلیج‌فارس (مانند کویت، امارات و عمان) حجم مبادلات بیشتری با ایران دارند که نشان می‌دهد نزدیکی جغرافیایی نه‌تنها حمل‌ونقل را تسهیل می‌کند بلکه روابط اقتصادی قوی‌تری را نیز تقویت می‌نماید. همچنین، کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهایی که دارای مرز مشترک با آن هستند، بیشتر است؛ در مقابل، ایران نتوانسته است در این زمینه به خوبی از دسترسی به دریا با کشورهای منطقه منا (MENA) بهره بگیرد. سایر نتایج نشان می‌دهد که ناکارآمدی‌های داخلی تأثیر بیشتری بر کارایی تجارت خارجی ایران دارند؛ به صورتی که حدود ۹۶/۵ درصد از تغییرات در کارایی تجارت ایران ناشی از ناکارآمدی‌های داخلی و سوءمدیریت است، درحالی‌که تنها ۳/۵ درصد به خطاهای تصادفی مربوط می‌شود.

واژگان کلیدی: کارایی تجارت خارجی، جریان‌های تجاری، تابع مرزی تصادفی، مدل گرانشی.

طبقه‌بندی JEL: F1, F14, C3,C5

* **نویسنده مسئول:** روح‌الله آماره *آدرس رایانامه: amareh.ruhollah@gmail.com* *تلفن تماس: ۰۹۱۶۲۳۷۹۰۶۸*

استناد به مقاله: چشم اغلیده، میلاد، آماره، روح اله و محنت فر، یوسف. (۱۴۰۴). مدل گرانشی کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای منطقه منا. *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۳)، ۱۰۷-۱۳۳. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143141.1237

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63925.html

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 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.

۱. مقدمه

اقتصادهای بزرگ‌تر به دلیل ظرفیت تولید بیشتر و تقاضای بازار، تمایل به تجارت عمده‌تری دارند. این نشان‌دهنده ظرفیت اقتصادی و پتانسیل بازار یک کشور است که بر توانایی آن برای مشارکت در تجارت بین‌المللی تأثیر می‌گذارد. تولید ناخالص داخلی بالاتر معمولاً با افزایش حجم تجارت به دلیل قابلیت‌های تولید و تقاضای مصرف بیشتر ارتباط دارد (Anderson & Van Wincoop, 2003). مطالعات به طور مداوم نشان داده‌اند که جریان‌های تجاری با توده اقتصادی هر دو شریک تجاری افزایش می‌یابد (Eaton & Kortum, 2002). این رابطه صرفاً نظری نیست. شواهد تجربی از این ایده حمایت می‌کند که کشورهایی که تولید ناخالص داخلی بالاتری دارند به‌احتمال زیاد تجارت گسترده‌ای با یکدیگر دارند (Helpman et al, 2008). درک جریان تجاری[1] (TF) ضروری است؛ زیرا تعاملات اقتصادی بین کشورها را در بر می‌گیرد و به‌عنوان شاخص اولیه کارایی تجاری کشورها عمل می‌کند. تحقیقات نشان می‌دهد که افزایش جریان‌های تجاری اغلب با شرایط اقتصادی مطلوب، کاهش موانع تجاری و افزایش روابط دیپلماتیک مرتبط است (Jafari, 2011).

از طرف دیگر، فاصلهٔ جغرافیایی با تأثیر بر هزینه‌های حمل‌ونقل و دسترسی به بازار، نقش مهمی در شکل‌دادن به جریان‌های تجاری ایفا می‌کند. شواهد تجربی به طور مداوم یک همبستگی منفی‌بین فاصله و حجم تجارت را نشان می‌دهد. با افزایش فاصله، حجم تجارت به دلیل هزینه‌های لجستیکی بیشتر کاهش می‌یابد که منجر به کاهش کارایی تجاری می‌شود (McCallum, 1995). همچنین دیزدیر و هد[2] (۲۰۰۸)، معتقدند که فاصله (جدایی جغرافیایی) به طور مداوم تأثیر منفی بر جریان تجاری را منعکس می‌کند. فاصلهٔ جغرافیایی بین کشورها نه‌تنها بر حجم تجارت بلکه بر نوسانات آن نیز تأثیر می‌گذارد. تحقیقات نشان می‌دهد که پیوندهای بین‌المللی، از جمله تجارت در کالاها و خدمات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[3] (FDI) و فعالیت‌های بانکی فرامرزی[4]، در میان کشورهایی که از هم دورتر هستند، بی‌ثبات‌تر هستند (Brei & von Peter, 2017). به‌عنوان‌مثال، در طول رکود اقتصادی قابل‌توجهی مانند بحران مالی جهانی ۲۰۰۹-۲۰۰۸، کشورهایی با فاصله‌های بیشتر در مقایسه با کشورهایی که از نظر جغرافیایی نزدیک‌تر بودند، کاهش شدیدتری در جریان تجارت و سرمایه‌گذاری داشتند (European Central Bank, 2019). این پدیده بر اهمیت فاصله به‌عنوان عامل تعیین‌کنندهٔ تاب‌آوری اقتصادی در برابر شوک‌های جهانی تأکید می‌کند.

تجزیه‌وتحلیل‌های تجربی به طور مداوم نشان می‌دهد که افزایش ۱ درصد در فاصله می‌تواند منجر به کاهش جریان تجاری در محدوده‌ی ۱/۲۲ تا ۱/۲۸ درصد شود (Samyrao et al, 2023). این یافته با مطالعات قبلی که نشان داده بودند چگونه فاصله با افزایش هزینه‌های حمل‌ونقل و پیچیده‌ترکردن ترتیبات لجستیکی به‌عنوان مانعی برای تجارت عمل می‌کند، همسو است (Frankel, 1997; Hummels, 1999). به‌عنوان‌مثال، کروگمن[5] (۱۹۹۱) استدلال می‌کند که شرکای تجاری که دور از هم قرار دارند، هزینه‌های بیشتری را متحمل می‌شوند که

1. Trade Flow (TF)
2. Disdier & Head (2008)
3. foreign direct investment (FDI)
4. cross-border banking activities
5. Krugman (1991)

منافع بالقوه‌ی حاصل از تجارت را از بین می‌برد. علاوه‌براین، تحقیقات برتلون و فروند[1] (۲۰۰۴) نشان داد که تأثیر فاصله در صنایع متفاوت است، و برخی از بخش‌ها به دلیل هزینه‌های حمل‌ونقل نسبی بالاتر، اثرات برجسته‌تری را تجربه می‌کنند. علی‌رغم پیشرفت‌های فناوری و کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل در طول زمان، ادبیات تجربی یک «معمای فاصله‌ای» پایدار را نشان می‌دهد که در آن تأثیر منفی فاصله بر تجارت همچنان قابل‌توجه است (Brei & von Peter, 2017). این امر به‌ویژه هنگام مقایسه‌ی معاملات برون‌مرزی با فعالیت‌های داخلی مشهود است. به‌نظر می‌رسد که اثر فاصله در سال‌های اخیر به‌جای کاهش، قوی‌تر شده است (Yotov, 2012). فراتر از اندازه و فاصلهٔ اقتصادی، روابط فرهنگی و تاریخی به طور قابل‌توجهی بر روابط تجاری تأثیر می‌گذارد. کشورهایی که زبان‌های مشترک یا تاریخ استعماری دارند، اغلب به دلیل کاهش هزینه‌های مبادله و افزایش اعتماد بین شرکای تجاری، جریان‌های تجاری افزایش‌یافته‌ای را تجربه می‌کنند (Guiso et al, 2009).

در تجارت بین‌الملل، کشورهایی که دارای منابع فراوان یا عوامل تولید خاص هستند، تمایل دارند در کالاهایی که از این مزایا استفاده می‌کنند، تخصص پیدا کنند. این تخصص می‌تواند منجر به افزایش جریان تجاری شود؛ زیرا کشورها کالاهایی را مبادله می‌کنند که مکمل منابع مربوطهٔ آنها هستند. در مورد ایران، منابع طبیعی غنی، آن را به طور منحصربه‌فردی در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا[2] (MENA) قرار می‌دهد و به طور بالقوه توانایی‌های صادراتی آن را افزایش می‌دهد و درعین‌حال بر کارایی تجارت با کشورهای عضو تأثیر می‌گذارد. ایران باوجود منابع طبیعی فراوان و موقعیت ژئوپلیتیک ممتاز، سهم بسیار کمی در تجارت منطقه‌ای منا (MENA) دارد و تنها حدود ۲/۳ درصد از کل تجارت این منطقه را به خود اختصاص داده است. این شکاف میان ظرفیت‌های بالقوه و عملکرد واقعی، مسئله اصلی پژوهش را شکل می‌دهد و بر ضرورت بازنگری در سیاست‌های تجاری ایران تأکید دارد. این شکاف میان ظرفیت‌ها و عملکرد واقعی، مسئله اصلی این پژوهش را تشکیل می‌دهد. درک عوامل مؤثر بر تجارت ایران با کشورهای منطقه منا (MENA) از چند جهت حائز اهمیت است. نخست آنکه این منطقه به دلیل همجواری جغرافیایی و اشتراکات فرهنگی، بازار طبیعی برای کالاهای ایرانی محسوب می‌شود. دوم آنکه تحولات اخیر در روابط بین‌المللی، ضرورت توجه به بازارهای منطقه‌ای را برای ایران دوچندان کرده است. سوم آنکه افزایش کارایی تجاری می‌تواند به رشد اقتصادی و ایجاد اشتغال در کشور منجر شود. از این رو، شناسایی موانع و راهکارهای توسعه تجارت با این منطقه از اهمیت راهبردی برخوردار است.

این پژوهش درصدد است با بهره‌گیری از مدل گرانشی کارایی تجارت[3] و تحلیل مرزی تصادفی[4]، به بررسی عوامل مؤثر بر تجارت ایران با کشورهای منطقه منا، سنجش میزان کارایی تجاری نسبت به پتانسیل‌های موجود و ارائه راهکارهای افزایش سهم ایران در تجارت منطقه‌ای می‌پردازد. این مدل از قانون گرانش نیوتن قیاس می‌کند و پیشنهاد می‌کند که حجم تجارت بین دو کشور با اندازه‌ی اقتصادی آنها نسبت مستقیم دارد و با فاصله‌ای که آنها را از هم جدا می‌کند نسبت معکوس دارد (Tinbergen, 1962). مطالعه‌ی کارایی تجارت خارجی ایران، به‌ویژه در چارچوب گروه منا، نیاز به درک جامعی از چارچوب‌های نظری زیربنایی حاکم بر پویایی تجارت بین‌المللی

1. Berthelon & Freund (2004)
2. Middle Earth & North Africa
3. The gravity model of foreign trade efficiency
4. Stochastic frontier analysis

دارد. در این تحلیل، عوامل مختلفی با تأکید بر ایران بررسی می‌شود که بر جریان‌های تجاری با کشورهای منا تأثیر می‌گذارند. نتایج این مطالعه می‌تواند مبنایی علمی برای سیاست‌گذاری‌های تجاری و توسعه صادرات ایران در شرایط جدید منطقه‌ای و بین‌المللی فراهم کند. لذا در ادامه، مبانی نظری پژوهش در بخش دوم ارائه می‌شود. سپس به‌مرور پیشینه پژوهش پرداخته شده است. در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش شامل مدل‌های اقتصادسنجی و منابع داده‌ای تشریح می‌گردد. یافته‌های تجربی در بخش چهارم تحلیل شده و در نهایت، بخش پنجم به بحث درباره نتایج، پیامدهای سیاستی و ارائه پیشنهاداتی برای پژوهش‌های آتی اختصاص‌یافته است.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. مدل گرانشی تجارت و عوامل مؤثر بر کارایی

مدل گرانشی تجارت یکی از برجسته‌ترین مدل‌های اقتصاد بین‌الملل برای تبیین جریان‌های تجاری دوجانبه میان کشورها به شمار می‌رود که بنیان نظری آن بر اساس اندازه اقتصادی کشورها (مانند تولید ناخالص داخلی) و فاصله جغرافیایی میان آن‌ها استوار است (Head & Mayer, 2014). این مدل که نخستین‌بار توسط تینبرگن[1] در دهه ۱۹۶۰ معرفی شد، با الهام از قانون جهانی جاذبه نیوتن پیش‌بینی می‌کند که حجم تجارت بین دو کشور متناسب با حاصل‌ضرب اندازه اقتصادی آن‌ها و معکوس بافاصله جغرافیایی است؛ به عبارت دیگر، کشورهایی که اقتصاد بزرگ‌تری دارند و به یکدیگر نزدیک‌ترند، حجم تجارت بیشتری با هم دارند (Disdier & Head, 2008؛ Anderson & van Wincoop, 2003). پژوهش‌های متعدد نشان داده‌اند که نه‌تنها تولید ناخالص داخلی و فاصله جغرافیایی، بلکه عواملی همچون جمعیت، مرز مشترک، زبان مشترک، نظام حقوقی مشابه، نرخ ارز، تفاوت‌های فرهنگی، زیرساخت‌های لجستیکی و وجود توافق‌نامه‌های تجاری نیز می‌توانند بر حجم و کارایی تجارت اثرگذار باشند (Martínez-Zarzoso & Nowak-Lehmann, 2004؛ Rahman, 2009؛ DeRosa, 2008). لذا افزودن این متغیرها به مدل گرانشی باعث بهبود دقت پیش‌بینی و تبیین بهتر جریان‌های تجاری می‌شود و امکان تحلیل اثر سیاست‌های تجاری و موانع غیرتعرفه‌ای را فراهم می‌آورد (Nguyen, 2010؛ Sohn, 2005).

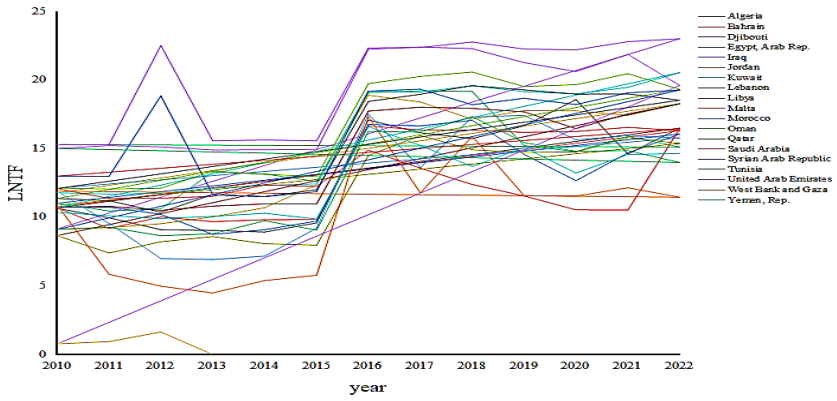
یکی از نقاط قوت مدل گرانشی، برخورداری از بنیان نظری قوی و قابلیت تعمیم آن به شرایط تعادل عمومی تجارت بین‌الملل است؛ به‌گونه‌ای که این مدل علاوه بر تبیین جریان‌های تجاری، می‌تواند آثار سیاست‌های تجاری جدید، کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل و تغییرات فناوری را نیز شبیه‌سازی کند (Head & Mayer, 2014؛ Frankel, 1993؛ Escaith et al., 2010). همچنین، مدل گرانشی با نظریه‌های نوین تجارت بین‌الملل مانند مدل هکشر - اوهلین[2] و نظریه مزیت نسبی[3] ارتباط دارد و نشان می‌دهد که کشورها تمایل دارند در تولید کالاهایی تخصص پیدا کنند که در آن‌ها مزیت دارند و این تخصص‌یابی بر جریان‌های تجاری اثرگذار است (Anderson & van Wincoop, 2003؛ Head & Mayer, 2014). باوجود پیشرفت فناوری و روند جهانی‌شدن، فاصله جغرافیایی

1. Tinbergen
2. Heckscher - Ohlin Model
3. Comparative Advantage Theory

همچنان نقش مهمی در تجارت منطقه‌ای ایفا می‌کند، هرچند اهمیت آن نسبت به گذشته کاهش‌یافته است (Disdier & Head, 2008). در مجموع، مدل گرانشی به‌عنوان ابزاری قدرتمند و انعطاف‌پذیر، چارچوبی تحلیلی برای شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی تجارت و ارزیابی سیاست‌های تجاری در سطح دوجانبه و منطقه‌ای فراهم می‌آورد (Martínez-Zarzoso & Nowak-Lehmann, 2004؛ Rahman, 2009).

۲-۱-۲. جریان‌های تجاری

جریان‌های تجاری بین کشور ایران و کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) به‌شدت تحت‌تأثیر شرایط اقتصادی منطقه‌ای است (OECD, 2021). بر اساس گزارش صندوق بین‌المللی پول[1] (۲۰۲۲)، صادرات ایران در سال ۲۰۲۲ در مجموع به ۱۵/۹میلیارد دلار رسید که به دلیل تحریم‌های مختلف اقتصادی و تنش‌های ژئوپلیتیکی نسبت به سال‌های گذشته کاهش قابل‌توجهی داشته است. شرکای تجاری عمده صادرات ایران شامل چین، ترکیه، عراق و کویت است، درحالی‌که واردات عمدتاً از چین و امارات متحده عربی انجام می‌شود (OEC, 2022). شبکه تجاری داخل منا (MENA) نشان می‌دهد که کشورهایی مانند عراق و امارات نقش مهمی در تسهیل تجارت با ایران دارند. امارات متحده عربی به دلیل موقعیت استراتژیک و زیرساخت‌های لجستیکی توسعه‌یافته از لحاظ تاریخی بزرگ‌ترین شریک تجاری ایران بوده است (Zweiri & Abusharar, 2022؛ GCC, 2023). این کشورها علی‌رغم تنش‌های ژئوپلیتیکی، تعاملات تجاری دوجانبه را افزایش داده‌اند (Katzman, 2022).



شکل ۱: جریان‌های تجاری ایران با کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA)

منبع: نتایج پژوهش

به هم پیوستگی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا باعث شده است تا ایران به‌عنوان صادرکننده خالص کالاهای واسطه‌ای در منطقه عمل کند (UNCTAD, 2022)، اما نابرابری اقتصادی با همسایگان مانند عربستان سعودی و امارات (با تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتر) ظرفیت تجاری ایران را محدود کرده است (World Bank, 2022؛ IMF, 2022). همچنین تحریم‌ها و سوءمدیریت اقتصادی نیز تولید ناخالص داخلی سرانه ایران را تحت‌تأثیر قرار داده‌اند (IMF, 2004). این نابرابری در اندازه اقتصادی، زمینه بازی نابرابر را در مذاکرات تجاری و مشارکت‌ها

1. International Monetary Fund

ایجاد می‌کند. برای مثال، درحالی‌که ایران عمدتاً مواد خام و کالاهای واسطه‌ای را صادر می‌کند، کشورهای ثروتمندتر تمایل به صادرات محصولات تولیدی باارزش بالا دارند (Zweiri & Abusharar, 2022). این عدم استفاده از پتانسیل منطقه‌ای را می‌توان به تنش‌های سیاسی، سیاست‌های اقتصادی متفاوت و اتکا به بازارهای خارجی برای صادرات نفت نسبت داد. همین موضوع را می‌توان در نمودار شکل (۱) نیز مشاهده کرد.

۲-۱-۳. فاصله جغرافیایی

فاصله جغرافیایی نقش مهمی در شکل‌دادن به الگوهای تجاری در میان کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا ایفا می‌کند (Tinbergen Institute, 2021). نزدیکی، هزینه‌های حمل‌ونقل کمتر و زمان تحویل سریع‌تر را تسهیل می‌کند که برای تجارت کالاهای فاسدشدنی یا محصولات حساس به زمان بسیار مهم است (Hummels & Skiba, 2004). به‌عنوان‌مثال، ایران با عراق مرزهای زمینی مشترک دارد و مسیرهای تجاری مستقیم بیشتری را امکان‌پذیر می‌کند. تحقیقات نشان می‌دهد که نزدیکی جغرافیایی اغلب با افزایش حجم تجارت دوجانبه مرتبط است (Baldwin & Taglioni, 2006). کشورهایی که نزدیک‌تر هستند، به دلیل کاهش چالش‌های لجستیکی، اغلب در تجارت شرکت می‌کنند (Limao & Venables, 2001؛ Zweiri & Abusharar, 2022).

۲-۱-۴. مرز مشترک

وجود مرزهای مشترک بین کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا، روابط اقتصادی قوی‌تری را از طریق مسیرهای زمینی مستقیم تقویت می‌کند (Santos Silva & Tenreyro, 2006). مرزهای زمینی گسترده ایران با عراق، ترکیه، افغانستان و پاکستان فرصت‌هایی را برای تجارت فرامرزی ایجاد می‌کند که برای کشورهای فاقد چنین مزیت‌های جغرافیایی کمتر قابل‌دسترسی است (OEC, 2022). مطالعات نشان می‌دهد که کشورهای دارای مرزهای مشترک اغلب سطوح بالاتری از فعالیت تجاری را به دلیل کاهش تعرفه‌ها و موانع غیرتعرفه‌ای مرتبط با حمل‌ونقل زمینی تجربه می‌کنند (Anderson & van Wincoop, 2003). در سال‌های اخیر، علی‌رغم تنش‌های سیاسی، تجارت دوجانبه بین ایران و عراق به دلیل منافع متقابل در تأمین انرژی و تلاش‌های بازسازی پس از جنگ رونق گرفته است (Zweiri & Abusharar, 2022).

۲-۱-۵. دسترسی دریایی

دسترسی به مسیرهای دریایی یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر تجارت خارجی ایران با کشورهای منطقه منا است. کشورهای دارای خطوط ساحلی فرصت‌های بیشتری برای کشتیرانی بین‌المللی دارند و می‌توانند به طور مؤثرتری در بازارهای جهانی مشارکت کنند (World Bank, 2023). موقعیت استراتژیک ایران در امتداد خلیج فارس امکان دسترسی به خطوط حیاتی کشتیرانی را فراهم می‌کند که صادرات نفت این کشور را تسهیل می‌کند (OPEC, 2023). برعکس، کشورهای محصور در خشکی با چالش‌های مربوط به هزینه‌های حمل‌ونقل و لجستیک هنگام درگیرشدن در تجارت دریایی مواجه هستند (Hummels et al., 2009). این نابرابری نشان می‌دهد که چگونه دسترسی به مسیرهای دریایی می‌تواند توانایی یک کشور برای مشارکت کامل در شبکه‌های تجاری بین‌المللی را تقویت یا مانع شود. بااین‌حال، تجارت درون منطقه‌ای محدود است. تنها حدود ۸ درصد از کل صادرات در میان کشورهای منطقه منا را در مقایسه با ۶۰ درصد در اتحادیه اروپا تشکیل می‌دهد (World Bank, 2022).

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

رضایی پور و همکاران (۱۳۹۱)، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[1] و داده‌های سری زمانی مربوط به سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۸۸، تأثیر جهانی‌شدن و پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی را بر تجارت خارجی کشور بررسی کردند. نتایج نشان داد که در صورت پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی، واردات هر سه بخش صنعت، خدمات و کشاورزی افزایش می‌یابد و بیشترین میزان واردات مربوط به بخش صنعت و کمترین آن مربوط به بخش کشاورزی است. همچنین از منظر صادرات، وضعیت اقتصاد کشور مطلوب نخواهد بود و تنها بخش کشاورزی تا حدودی توان رقابت با بازارهای جهانی را دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که بخش‌های مختلف اقتصاد ایران در صورت ادغام در نظام تجارت بین‌الملل، توان رقابت کافی با کالاهای خارجی را نخواهند داشت.

کلباسی و جلائی (۱۳۸۱)، در مطالعه‌ای با روش برآورد معادلات تقاضای واردات و عرضه صادرات و استفاده از شاخص‌های سطح تجارت بین‌الملل (LIT)[2] و ادغام تجارت بین‌الملل (IIT)[3]، به بررسی اثرات جهانی‌شدن بر تجارت خارجی ایران پرداختند. بازه زمانی پژوهش آن‌ها سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۸ بوده است. نتایج نشان داد که در گروه کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای، دو بخش کشاورزی و ساختمان از توانایی لازم برای ورود به بازارهای جهانی برخوردارند، اما بخش کالاهای مصرفی بیشترین زیان را از جهانی‌شدن متحمل خواهد شد.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۴)، در این مطالعه، تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر حجم تجارت ایران با ۷۳ شریک اصلی تجاری طی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۲ با استفاده از مدل گرانشی تعدیل‌یافته[4] و رهیافت داده‌های تابلویی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان داد که تحریم‌های یک جانبه آمریکا تأثیر معناداری بر تجارت خارجی ایران نداشته، اما تحریم‌های چندجانبه تأثیر منفی و معناداری بر تجارت خارجی ایران داشته‌اند. همچنین، ایران توانسته است از طریق گسترش تجارت با کشورهای ثالث، اثر تحریم‌های یک‌جانبه را محدود و کنترل نماید.

شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۹)، تأثیر کارایی بازارهای اقتصادی شامل بازار کالا، بازار کار و بازار مالی را بر تجارت دوجانبه ایران و ۲۰ کشور منتخب عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD)[5] طی دوره زمانی ۲۰۱۷ ـ ۲۰۱۱ با استفاده از مدل گرانشی تعدیل‌یافته و رهیافت داده‌های تابلویی پویا موردبررسی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که کارایی بازار کالا، کارایی بازار کار و توسعه بازار مالی بر تجارت دوجانبه ایران و کشورهای منتخب اثرگذار است که در این بین، ضریب تخمینی کارایی بازار کالا از دو بازار دیگر بزرگ‌تر است. همچنین تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی و نرخ برابری ارز واقعی ایران و کشورهای منتخب بر تجارت دوجانبه آنها مثبت و معنادار و تأثیر فاصله جغرافیایی و تفاضل درآمدسرانه ایران و کشورهای منتخب بر تجارت دوجانبه آنها منفی و معنادار است.

---

1. Generalized Method of Moments (GMM)
2. Level of International Trade (LIT)
3. International Trade Integration (LIT)
4. modified gravity model
5. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

غفاری‌فرد و همکاران (۱۴۰۱)، تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر ترکیب شرکای تجاری ایران با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (EGLS)[1] را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تحریم‌های گسترده تأثیر منفی قابل‌توجهی بر کل تجارت خارجی ایران داشته و باعث کاهش صادرات و واردات شده‌اند، به‌ویژه صادرات که بیشتر تحت‌تأثیر قرار گرفته است. در مقابل، تحریم‌های محدود تأثیر معناداری بر تجارت نداشته‌اند. همچنین، تحریم‌ها موجب تغییر در ترکیب شرکای تجاری ایران شده و توسعه تجارت با کشورهای همسو و همسایه به‌عنوان راهکاری برای مقابله با اثرات منفی تحریم‌ها پیشنهاد شده است.

کریمی و همکاران (۱۴۰۲)، با استفاده از روش دلفی فازی و داده‌های سال ۱۴۰۲، مسائل راهبردی تجارت خارجی ایران را شناسایی و اولویت‌بندی کردند. نتایج این پژوهش نشان داد که مهم‌ترین چالش‌های تجارت خارجی ایران شامل دیپلماسی اقتصادی ضعیف، سیاست ارزی نامطلوب و نوسانات نرخ ارز، تنوع پایین و تمرکز بالا در مقاصد واردات و صادرات، بی‌ثباتی مقررات، مشکلات لجستیکی و ترانزیتی، و پایین‌بودن میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است.

جعفری و همکاران (۱۴۰۱)، با بهره‌گیری از روش اقتصادسنجی تابلویی فضایی و داده‌های پانل مربوط به تجارت ایران و شرکای تجاری در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰، نقش درجه همسایگی شرکای تجاری ایران بر حجم تجارت کشور را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که افزایش حجم تجارت میان کشورهای شریک، سهم ایران را در بازار کاهش می‌دهد و رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت بر تجارت ایران دارد، درحالی‌که تعرفه‌ها اثر منفی و آزادی تجاری اثر مثبت دارند.

زارع و میرحسینی (۱۴۰۳)، در پژوهشی با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی و داده‌های کشورهای درحال‌توسعه عضو سازمان جهانی تجارت در بازه زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰، به بررسی تأثیر الحاق به سازمان جهانی تجارت بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی صادرات‌محور پرداختند. نتایج نشان داد که عضویت در این سازمان اثر مثبت و معناداری بر افزایش صادرات و جذب سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای درحال‌توسعه داشته است.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

بوریو و همکاران (۲۰۰۳)[2] با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)[3] به بررسی رابطه بین محدودیت‌های تجاری و عملکرد اقتصادی در دهه ۱۹۹۰پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که درحالی‌که کارایی تجارت رشد اقتصادی را ارتقا می‌بخشد، محدودیت‌های بیش از حد تجارت می‌تواند مانع عملکرد شود، به‌ویژه در بخش‌هایی مانند کشاورزی، جایی که سیاست‌های تجارت به طور قابل‌توجهی بر نتایج کارایی تأثیر می‌گذارد.

سانتوس و تن‌ریوس (۲۰۰۶)[4]، با بهره‌گیری از مدل گرانشی و روش حداکثر درستنمایی شبه پواسن (PPML)[5]، به بررسی عوامل مؤثر بر جریان‌های تجاری دوجانبه بین کشورها پرداختند. آن‌ها نشان دادند که استفاده از روش‌های سنتی مانند حدقل مربعات معمولی (OLS) ممکن است به دلیل وجود مقادیر صفر در

1. Generalized Least Squares Method (EGLS)
2. Bureau et al. (2003)
3. Data Envelopment Analysis
4. Santos & Tenreyro (2006)
5. Poisson pseudo maximum likelihood (PPML)

داده‌های تجاری، نتایج اریب تولید کند. یافته‌های این پژوهش، اهمیت درنظرگرفتن ناهمگنی‌های غیرقابل‌مشاهده و کاربرد روش‌های اقتصادسنجی مقاوم را در تحلیل‌گرانشی تجارت بین‌الملل برجسته می‌سازد.

هالکوس و زرمس[1] (۲۰۰۸)، با به‌کارگیری تحلیل مرزی تصادفی (SFA)[2] به مقایسه کارایی تجاری در کشورهای مختلف طی دوره ۱۹۹۵-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سطح توسعه اقتصادی یک کشور رابطه مستقیمی با کارایی تجاری آن دارد، به‌طوری که کشورهایی که شیوه‌های تجاری کارآمد دارند، تمایل به رشد درآمد بالاتری دارند. عواملی از قبیل نرخ ارز پایین برای صادرات و تجارت در داخل صنعت باارزش بالا مشخصه کشورهای کارآمد با تجارت است.

بهرنز و موراتا[3] (۲۰۰۹) با استفاده از مدل‌سازی تعادل عمومی[4] به بررسی تأثیر رقابت بین‌المللی بر کارایی تجاری پرداختند. داده‌های مورد بررسی مربوط به اوایل دهه ۲۰۰۰ بوده و نتایج حاکی از آن است که افزایش رقابت در بازارهای جهانی نه‌تنها کارایی تجاری را از طریق اثرات طرف‌دار رقابتی بهبود می‌بخشد، بلکه منجر به کاهش شکاف بین تعادل و ابزار بهینه می‌شود و در نهایت به افزایش رفاه اقتصادی منجر می‌شود.

ساپورتو و همکاران[5] (۲۰۱۵)، اقدامات مختلف تسهیل تجارت اجرا شده در سطح جهانی را با تحلیل داده‌های تجاری دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۴ و استفاده از روش‌های اقتصادسنجی ارزیابی کردند و تأثیر آن‌ها را بر کاهش هزینه‌های مبادله و بهبود کارایی تجارت کلی تحلیل کردند. یافته‌ها نشان می‌دهد که کاهش هزینه‌های تجاری و ساده‌سازی فرایندهای گمرکی تأثیر مثبت و معناداری بر حجم مبادلات بین‌المللی دارد.

مطالعه راسخی و همکاران[6] (۲۰۱۷)، با به‌کارگیری مدل معادلات هم‌زمان پویا[7] و استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۹۵-۲۰۱۵، رابطه علی بین کارایی تجاری و کارایی اقتصادی را تحلیل کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بهبود در کارایی تجاری منجر به افزایش کارایی اقتصادی می‌شود و بالعکس. این یافته‌ها بر نیاز به سیاست‌های یکپارچه برای ارتقای همزمان این دو حوزه تأکید دارند.

چوی[8] (۲۰۱۷)، با تمرکز بر سیاست‌های گمرکی و استفاده از داده‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۶، با استفاده از برآورد حداقل مربعات معمولی (OLS)[9] تأثیر اصلاحات گمرکی بر کارایی تجاری را بررسی کرده است. این پژوهش نشان داد که تصویب کنوانسیون تجدید نظر شده کیوتو[10] به طور قابل‌توجهی زمان و هزینه واردات و صادرات را با کاهش ۶۲ تا ۶۹ درصدی در معیارهای مختلف کاهش می‌دهد. نتایج نشان داد که اتوماسیون و دیجیتالی‌سازی[11] فرآیندهای گمرکی منجر به کاهش هزینه‌های تجاری و افزایش کارایی می‌شود. این مطالعه پیشنهاد می‌کند که مدرنیزاسیون سیستم‌های گمرکی می‌تواند مزایای قابل‌توجهی برای تجارت بین‌المللی داشته باشد.

---

1. Halkos & Tzeremes (2008)
2. Stochastic frontier analysis
3. Behrens & Murata (2009)
4. Computable general equilibrium (CGE)
5. Sá Porto et al. (2015)
6. Rasekhi et al. (2017)
7. Dynamic Simultaneous Equations Panel Approach
8. Choi (2017)
9. Ordinary least squares
10. the Revised Kyoto Convention
11. Digitization

وانگ و تیان[1] (۲۰۲۰)، با استفاده از مدل جاذبه و تجزیه‌وتحلیل مرزی تصادفی (SFA)، و داده‌های تجاری ۲۰۱۸-۲۰۱۰، کارایی تجاری بین استان جیانگ سو[2] و ۴۸ کشور در امتداد طرح کمربند و جاده[3] را بررسی کردند. عواملی مانند کارایی دولت، ثبات سیاسی و آزادی سرمایه‌گذاری را برای بهبود کارایی تجاری بسیار مهم شناسایی می‌کند. نتایج حاکی از بهبود تدریجی کارایی تجارت در طول زمان است.

موریو و همکاران[4] (۲۰۲۴)، به‌کارگیری تحلیل مرزی تصادفی (SFA) و استفاده از داده‌های سالانه ۲۰۰۰-۲۰۲۰، بررسی کردند که چگونه تولید ناخالص داخلی کنیا، فاصله جغرافیایی و مرزها بر حجم تجارت در جامعه شرق آفریقا (EAC) تأثیر می‌گذارد. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های اقتصادی مناسب می‌توانند کارایی تجاری را افزایش دهند و به رشد اقتصادی کمک کنند. این پژوهش بر لزوم هماهنگی سیاست‌های ملی با توافق‌های منطقه‌ای تأکید می‌کند.

تیان[5] (۲۰۲۴)، با استفاده از مدل گرانشی مرزی تصادفی (SFGM)، به تحلیل پتانسیل تجارت دوجانبه بین چین و نپال و بررسی چشم‌انداز قطارهای باری ریلی-جاده‌ای لانژو-کاتماندو پرداخت. نتایج نشان داد که با گذشت زمان، کارایی تجارت دوجانبه افزایش یافته و پتانسیل صادراتی نپال به چین قابل‌توجه است. این مطالعه بر اهمیت توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقل و تسهیل تجارت برای بهبود کارایی تجاری تأکید دارد.

۲-۳. نوآوری پژوهش

مرور پیشینه پژوهش‌های داخلی و خارجی نشان می‌دهد که عوامل متعددی بر کارایی تجاری تأثیرگذارند. مطالعات داخلی عمدتاً بر چالش‌های خاص ایران مانند تحریم‌ها، ضعف دیپلماسی اقتصادی، مشکلات لجستیکی و آثار الحاق به سازمان جهانی تجارت متمرکز بوده‌اند. از سوی دیگر، پژوهش‌های خارجی بیشتر بر نقش سیاست‌های تجاری، تسهیل فرایندهای گمرکی، رقابت بین‌المللی و همگرایی منطقه‌ای تأکید داشته‌اند. یافته‌های مشترک این مطالعات حاکی از آن است که بهبود کارایی تجاری نیازمند سیاست‌گذاری یکپارچه، کاهش هزینه‌های مبادله، توسعه زیرساخت‌ها و هماهنگی با استانداردهای بین‌المللی است. پژوهش حاضر با رویکرد جامع و روش‌شناسی ترکیبی از سه جهت اصلی از مطالعات پیشین متمایز می‌شود: نخست، تمرکز بر بستر زمانی جدید (۲۰۱۰-۲۰۲۲) که امکان تحلیل تأثیر همزمان چالش‌های داخلی (محدودیت‌های ساختاری) و عوامل خارجی (همگرایی منطقه‌ای) بر کارایی تجاری ایران را فراهم می‌کند. دوم، این مطالعه کارایی جریان‌های تجاری ایران را با رویکرد مرز تصادفی (SFA) ارزیابی می‌کند که امکان تفکیک دقیق ناکارآمدی ساختاری از شوک‌های تصادفی را فراهم می‌سازد؛ و سوم، انجام تحلیل تطبیقی و مقایسه ایران با کشورهای مشابه منطقه منا، ضمن کاهش شکاف‌های موجود در ادبیات، تصویری واقع‌گرایانه و کاربردی از چالش‌ها و ظرفیت‌های تجارت خارجی ایران در شرایط جدید منطقه‌ای و بین‌المللی ارائه می‌کند.

---

1. Wang & Tian (2020)
2. Jiangsu
3. Belt and Road Initiative
4. Muriu et al. (2024)
5. Tian (2024)

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش از مدل تابلویی (پنل)[1] برای دوره ۲۰۱۰-۲۰۲۲ با تمرکز بر جریان‌های تجاری ایران با کشورهای منطقه منا (MENA)[2]، که شامل بحرین، کویت، عمان، قطر، عربستان سعودی، امارات، الجزایر، جیبوتی، مصر، عراق، ایران، اردن، لبنان، لیبی، مالت، مراکش، یمن، سوریه، تونس و فلسطین استفاده شد. برای جمع‌آوری داده‌ها از نهادهای آمار ملی و پایگاه‌های داده بین‌المللی مانند سازمان ملل متحد[3]، بانک جهانی[4] و مرکز مطالعات آینده نگر و اطلاعات بین المللی[5] استفاده شده است.

مدل گرانشی مورداستفاده برای توضیح جریان‌های تجاری ایران با کشورهای منطقه منا (MENA) دارای متغیرهای گرانشی کلاسیک است، یعنی فاصله بین دو کشور، اندازه اقتصادی (تولید ناخالص داخلی)، به‌علاوه چندین متغیر مجازی که شرایط محیطی کشورها را پوشش می‌دهد، هستند. استفاده از داده‌های تابلویی (پنل) در معادلات گرانشی، امکان کنترل ناهمگونی مشاهده نشده در بین کشورها را فراهم می‌کند و درعین‌حال پویایی‌های زمانی در روابط تجاری را به تصویر می‌کشد. برای ارزیابی بیشتر کارایی این جریان‌های تجاری، از تابع مرزی تصادفی[6] (SFA) استفاده خواهد شد. این تابع امکان تمایز بین نویز تصادفی[7] و ناکارآمدی[8] در کارایی تجارت را با تخمین یک تابع مرزی که حداکثر خروجی بالقوه سطوح ورودی را نشان می‌دهد، ممکن می‌سازد. این رویکرد بینش‌هایی را در مورد چگونگی استفاده مؤثر کشور ایران از منابع خود در تجارت بین‌المللی در مقایسه با سطح تولید بالقوه خود ارائه می‌کند. این مدل که توسط ایگنر و همکاران[9] (۱۹۷۷) و میوزن و ون دن بروک[10] (۱۹۷۷) پیشنهاد شده، انحراف از مرز تولید ممکن را به عوامل کنترل‌پذیر و نویزهای تصادفی نسبت می‌دهد و به طور مؤثری بین ناکارآمدی عملکرد و عوامل تصادفی تمایز قائل می‌شود، درحالی‌که تحلیل پوششی داده‌ها[11] (DEA) این تفاوت را نادیده می‌گیرد، به صورتی که همه انحرافات از مرز کارایی را ناکارآمدی در نظر می‌گیرد. رابطه کلی تابع مرز تصادفی به شرح زیر است:

$$\mathrm{Output}_{it} = c_i + \beta \times \mathrm{Input}_{it} + v_{it} - u_{it} \qquad (۱)$$

جایی که:

$Output_{it}$: خروجی واقعی تولید شده توسط کشور i در زمان t را نشان می‌دهد، که در اینجا خروجی، جریان‌های تجاری کشور ایران با کشورهای منطقه منا است.

c_i: تابع تولید مرزی، که حداکثر خروجی امکان پذیر را برای کشور i با توجه به ورودی‌های آن نشان می‌دهد.

β: پارامتری که تأثیر ورودی‌ها را بر خروجی منعکس می‌کند.

---

1. Panel data
2. Middle East and North Africa
3. United Nations
4. World Bank
5. Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (cepii)
6. The stochastic frontier function
7. Random noise
8. Inefficiency
9. Aigner et al. (1977)
10. Meeusen & van den Broeck (1977)
11. Data Envelopment Analysis (DEA)

ε_{it}: انحراف خروجی واقعی از حداکثر خروجی قابل دستیابی (خطای ترکیبی) را نشان می‌دهد که می‌تواند به دو جزء تجزیه شود:

v_{it}: جزء خطای تصادفی که شوک‌های تصادفی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

u_{it}: اصطلاح ناکارآمدی غیرمنفی، که عواملی را در نظر می‌گیرد که مانع دستیابی کشور ایران به حداکثر کارایی می‌شود و نشان دهنده اثرات مشترک عامل فاصله اقتصادی یا محدودیت‌های پشت مرزی تولید در ایران است که مانع از رسیدن جریان‌های تجاری به حداکثر پتانسیل می‌شود.

همچنین عبارت $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$ نشان می‌دهد که چگونه خروجی واقعی از خروجی بالقوه به دلیل خطاهای تصادفی و ناکارآمدی منحرف می شود. در اینجا، $u_{it} \geq 0$ تضمین می‌کند که ناکارآمدی نمی‌تواند منفی باشد که نشان می‌دهد ایران فقط می‌تواند از بازده بالقوه خود کوتاه بیاید. u_{it} میزان عدم فعالیت یک کشور در مرز تولید را تعیین می‌کند. این شامل عوامل مختلفی مانند شیوه‌های مدیریت، استفاده از فناوری و سایر ناکارآمدی‌های عملیاتی است. این v_{it} تغییرات تصادفی در کارایی است که قابل انتساب به ورودی‌ها یا ناکارآمدی‌های کشورها نیست، مانند شرایط اقتصادی خارجی یا رویدادهای غیرمنتظره. برهمین اساس مدل اقتصادسنجی را می‌توان به صورت زیر مشخص کرد:

$$lnTF_{ij} = \beta_0 + \beta_1 lnGDP_j + \beta_2 Persian\ Gulf_dummy_j + \beta_3 lnDIST_{ij}^2 + \beta_4 Borders_dummy_j + \beta_5 Land_dummy_j + v_{it} - u_{it} \quad (۲)$$

قابل‌ذکر است که این مدل با کنترل اثرات سال و کشور تخمین زده شده است، تا اثرات ناهمگن و غیرقابل مشاهده این عوامل کنترل شوند تا از تورش‌های احتمالی در برآوردها جلوگیری شده و اعتبار نتایج افزایش یابد (Cameron & Trivedi, 2005 ؛Wooldridge, 2010). این تجزیه‌وتحلیل چندین متغیر گرانشی را در بر می‌گیرد که برای تخمین جریان‌های تجاری دوجانبه حیاتی هستند:

$lnBTF_{ij}$: نشان‌دهنده جریان‌های تجاری کشور ایران i با کشور شریک j منطقه منا (MENA) است. جریان‌های تجاری نشان‌دهنده ارزش کل صادرات کشور ایران با هر کدام از کشورهای منطقه منا (MENA) است که به صورت پولی بیان می‌شود. تحقیقات نشان می‌دهد که افزایش جریان‌های تجاری اغلب با شرایط اقتصادی مطلوب، کاهش موانع تجاری و افزایش روابط دیپلماتیک مرتبط است (Jafari, 2011).

$lnGDP_j$: تولید ناخالص داخلی سرانه هر شریک منطقه منا (MENA) که برحسب برابری قدرت خرید سال ۲۰۱۵ به دلار بیان می‌شود. این اندازه گیری امکان مقایسه دقیق تری از ظرفیت‌های اقتصادی در بین اقتصادهای مختلف را فراهم می کند (Anderson & van Wincoop, 2003).

$Persian\ Gulf_\text{dummy}_j$: این متغیر ساختگی نشان می‌دهد که اگر کشور شریک در منطقه منا (MENA) جزء کشورهای حوزه خلیج‌فارس است عدد (۱)، در غیر اینصورت عدد (۰) تعلق می‌گیرد. این مورد می‌تواند تجارت را از طریق کاهش تعرفه‌ها، حمل‌ونقل آسان، دسترسی راحت و افزایش همکاری بین کشورهای عضو تسهیل کند (Jafari, 2011).

$lnDIST_{ij}^2$: متغیر مجذور فاصله که به صورت مجذور فاصله جغرافیایی بر حسب کیلومتر بین تهران و پایتخت هر کشور شریک j در منطقه منا (MENA) محاسبه خواهد شد. این عبارت مجذور برای نشان دادن اثرات

غیرخطی فاصله بر جریان‌های تجاری استفاده می‌شود. شواهد تجربی به طور مداوم یک همبستگی منفی بین فاصله و حجم تجارت را نشان می‌دهد (McCallum, 1995؛ Mayer & Zignago, 2011).

$Borders_dummy_j$: یک متغیر ساختگی است و نشان می‌دهد که آیا کشور ایران دارای مرزهای سرزمینی یا دریایی مشترک با کشور شریک j است. کشورهای دارای مرز مشترک معمولاً به دلیل کاهش موانع لجستیکی[1]، تجارت افزایش یافته را تجربه می‌کنند (Rauch & Trindade, 2002).

$Land_dummy_j$: متغیر ساختگی دسترسی به دریا که نشان می‌دهد کشور شریک j محصور در خشکی (۰) است یا به مسیرهای دریایی (۱) دسترسی دارد. این اطلاعات طبق آخرین داده‌های موسسه دریایی فلاندر[2] (۲۰۲۳) است. این متغیر از آنجایی که کشورهای محصور در خشکی اغلب با هزینه‌های حمل‌ونقل بالاتری روبرو هستند و کارایی تجاری آنها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد، مهم است (Haveman & Hummels, 2004).

β_0: عرض از مبدا مدل است.

$v_{it} - u_{it}$: جزء باقیمانده مدل در برگیرنده عوامل مشاهده نشده مؤثر بر جریان‌های تجاری است.

از طرف دیگر فواصل بین کشورهای مورد استفاده در مدل توسط مایر و زیگناگو (۲۰۰۵)[3] محاسبه شده است. این مدل توسط پایگاه‌داده منطقه جغرافیایی[4] و وب‌سایت[5] آن توسعه یافته است که در آن برای همه کشورها داده‌هایی برای متغیرهای گرانشی اصلی ارائه می‌شود؛ به طوری که سهم اصلی این سایت‌ها محاسبه شاخص‌های اندازه‌گیری فواصل دوجانبه بین‌المللی[6] است. ایده اصلی مطالعات مایر و زیگناگو (۲۰۰۵) این است که فاصله بین دو کشور بر اساس فواصل دو طرفه بین بزرگ‌ترین شهرهای هر کشور محاسبه شود که این فواصل داخلی با نسبت جمعیت شهر به کل جمعیت همان کشور وزن می‌شود. این روش می‌تواند همیشه برای فواصل داخلی و بین‌المللی استفاده شود. فرمول‌های کلی مورد استفاده برای محاسبه فاصله بین دو کشور i و j به صورت زیر آورده شده است:

$$d_{ij} = \left(\sum_{k \in i} \left(\frac{pop_k}{pop_i} \right) \sum_{l \in i} \left(\frac{pop_k}{pop_j} \right) * d_{kl}^{\theta} \right)^{\frac{1}{\theta}} \quad (۳)$$

جایی که:

pop_k: جمعیت شهر k از کشور i است.

d_{kl}^{θ}: فاصله دو طرفه بین دو شهر است.

θ: حساسیت جریان‌های تجاری به فاصله بین دو کشور d_{kl} را اندازه‌گیری می‌کند. مقدار پارامتر θ روی ۱- تنظیم شده است که معمولاً با ضرایب تخمین زده شده توسط مدل‌های گرانشی جریان‌های تجاری بین دو کشور مطابقت دارد.

---

1. Logistical
2. Flanders Marine Institute
3. Mayer & Zignago (2005)
4. GeoDist
5. www.cepii.fr
6. International bilateral distances

۴. یافته‌های پژوهش

در ابتدا باید به پارامترهای مرکزی (میانگین و میانه) و پارامترهای پراکندگی (انحراف معیار، بیشینه و کمینه) در جدول (۱) اشاره کرد، جایی که مقدار ضرایب چولگی و کشیدگی برای تمام متغیرهای پژوهش حکایت از عدم وجود داده‌های پرت و نرمال بودن توزیع متغیرها دارد. بر اساس نتایج آزمون جارک-برا، متغیر نرخ رشد جریان‌های تجاری (LNTF) و رشد تولید ناخالص داخلی (LNGDP) دارای توزیع نرمال است و فرض نرمال بودن آنها رد نمی‌شوند. همچنین فاصله گرانشی (LNDIST 2) به طور معناداری از توزیع نرمال انحراف دارد. برای متغیرهای موهومی شامل دسترسی به دریا (Land_dummy)، مرز مشترک (Borders_dummy) و قرار گرفتن در حوزه خلیج‌فارس (Persian Gulf_dummy)، به دلیل ماهیت گسسته و دوتایی آن‌ها، آزمون جارک-برا[1] قابل اعمال نیست. در مجموع، اگرچه فاصله گرانشی (LNDIST 2) از نرمال بودن فاصله دارد، اما با توجه به حجم مناسب داده‌ها (قضیه حد مرکزی) و ماهیت مدل اقتصادسنجی مورداستفاده، نانرمال بودن این متغیر مانعی جدی در تحلیل محسوب نمی‌شود. همچنین اگر ضرایب چولگی و کشیدگی در بازه (۳ ، ۳-) باشند، داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار هستند.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمینه	میانه	بیشینه	چولگی	کشیدگی	جارک-برا
نرخ رشد جریان‌های تجاری	۱۴/۰۸	۴/۵۵۵	۰/۰۳۳	۱۴/۶۹۳	۲۳/۰۵۳	-۰/۳۰۵	۰/۰۲۵	(۰/۱۴۷)۳/۸۳
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی	۲۵/۶۸۸	۱/۴۲	۲۲/۰۳۲	۲۵/۶۶	۲۸/۳۱۱	-۰/۴۱۷	۰/۰۵۳	(۰/۵۴۲)۴/۷۵
فاصله گرانشی	۲۸/۴۷	۲/۰۴۱	۲/۰۴۱	۲۸/۳۸۳	۳۱/۳۴۷	-۰/۰۷۷	۰/۴۴۹	(۰/۰۰۰)۱۸/۷۵
حوزه خلیج‌فارس	۰/۳۶۸	۰/۴۸۳	۰	۰	۱	۰/۵۴۸	-۱/۷۱۲	---
مرز مشترک با ایران	۰/۳۱۵	۰/۴۶۵	۰	۰	۱	۰/۷۹۷	-۱/۳۷۵	---
دسترسی به دریا	۰/۸۹۴	۰/۳۰۷	۰	۱	۱	-۲/۵۸۸	-۴/۷۳۷	---

منبع: نتایج پژوهش

قبل از برآورد مدل گرانشی داده‌های تابلویی، ابتدا لازم است آزمون ایستایی متغیرها انجام شود. با این حال، پیش از اجرای آزمون‌های ایستایی پانل، ضروری است وابستگی بین مقطعی بررسی شود. به همین منظور، آزمون وابستگی مقطعی پسران (Pesaran, 2015) مورد استفاده قرار گرفت تا نوع آزمون ریشه واحد مناسب انتخاب گردد. نتایج ارائه‌شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که برای هر دو متغیر نرخ رشد جریان‌های تجاری (LNTF) و رشد تولید ناخالص داخلی (LNGDP)، آماره آزمون وابستگی مقطعی (*CD*) بزرگ‌تر از مقدار بحرانی بوده و سطح احتمال (p-value) نیز برابر با ۰/۰۰۰ گزارش شده است. این نتایج حاکی از وجود وابستگی مقطعی معنادار بین واحدهای مقطعی در هر دو متغیر مذکور است. بنابراین، در ادامه لازم است از آزمون‌های ریشه واحد پانلی که به وابستگی مقطعی حساس هستند استفاده شود.

1. Jarque–Bera Test

جدول ۲: آزمون وابستگی بین مقاطع

متغیرها	CD-test	p-value	corr	Abs (corr)	نتیجه آزمون
LNTF	۳۵/۱۵	۰/۰۰۰	۰/۷۴۶	۰/۷۷۶	وابستگی بین مقاطع
LNGDP	۱۳/۸۹	۰/۰۰۰	۰/۲۹۵	۰/۵۰۱	وابستگی بین مقاطع

منبع: نتایج پژوهش

لازم به ذکر است که متغیرهای مجازی و فاصله گرانشی چون در طول زمان یک عدد ثابت هستند، نیازی به آزمون‌های ایستایی و وابستگی مقاطع ندارند. پس از تأیید وابستگی مقطعی دو متغیر فوق در داده‌های پانل، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پنلی نظیر آزمون لوین، لین و چو[1] (LIC)، ایم، پسران و شین[2] (IPS) احتمال وقوع نتایج ریشهٔ واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای حل این مشکل، در این پژوهش باوجود وابستگی مقاطع از آزمون ریشه واحد پسران (CIPS) استفاده می‌شود. نتایج آزمون نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ رشد جریان‌های تجاری (LNTF) و رشد تولید ناخالص داخلی (LNGDP)، آماره در سطح I(0) ایستا هستند و می‌توانند برای تحلیل‌های بعدی مورداستفاده قرار گیرند.

جدول ۳: آزمون ریشه واحد

متغیر	t-bar	P-value	نتیجه آزمون
LNTF	-۲/۶۱۸	۰/۰۰۱	I(0)
LNGDP	-۲/۴۱۴	۰/۰۰۱	I(0)

منبع: نتایج پژوهش

نتایج برآورد مدل گرانشی جریان‌های تجاری ایران با کشورهای گروه منا (MENA) در جدول (۴) گزارش شده است. بر اساس نتایج جدول (۴)، افزایش تولید ناخالص داخلی کشورهای منطقه منا (MENA)، به طور معناداری با افزایش حجم تجارت آنها با ایران همراه است. این نشان می‌دهد که کشورهای ثروتمندتر با اقتصاد بزرگ‌تر به‌احتمال زیاد تجارت قابل‌توجهی با ایران دارند. در مقابل، فاصله جغرافیایی با ضریب منفی ۰/۳۳۸ تأثیر منفی بر جریان‌های تجاری دارد. این یافته با ادبیات مدل گرانشی تجارت مطابقت دارد که بیان می‌کند که حجم تجارت با افزایش مسافت به دلیل هزینه‌های حمل‌ونقل بالاتر و چالش‌های لجستیکی کاهش می‌یابد. همچنین، کشورهای حوزه خلیج‌فارس با ضریب ۱/۷۴۶ حجم مبادلات بیشتری با ایران دارند. این نتیجه نشان می‌دهد که نزدیکی جغرافیایی نه‌تنها حمل‌ونقل آسان‌تر را تسهیل می کند، بلکه روابط اقتصادی قوی‌تر را تقویت می کند. در همین حال، کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهایی که دارای مرز مشترک خشکی یا دریایی با ایران هستند، بیشتر است، درحالی‌که ایران از دسترسی به دریا داشتن کشورهای منا (MENA) در تجارت خود به خوبی استفاده نمی‌کند.

1. Levin, Lin & Chu
2. Im, Pesaran & Shin

جدول ۴: مدل گرانشی جریان‌های تجاری ایران با کشورهای گروه منا (MENA)

LNTF	ضریب	انحراف استاندارد	آماره Z	P > |z|	[95% conf. interval]	
عرض از مبدأ	۳/۲۱۱	۲/۸۹۵	۱/۱۱	۰/۲۶۷	−۲/۴۶۳	۸/۸۸۵
LNGDP	۰/۷۹۷	۰/۰۸۶	۹/۲۵	۰/۰۰۰	۰/۶۲۸	۰/۹۶۶
LNDIST2	−۰/۳۳۸	۰/۰۴۰	−۸/۳۹	۰/۰۰۰	−۰/۴۱۷	−۰/۲۵۹
Gulf_dummy Persian	۱/۷۴۶	۰/۴۰۳	۴/۳۳	۰/۰۰۰	۰/۹۵۶	۲/۲۳۷
Borders_dummy	۰/۵۲۳	۰/۳۱۱	۱/۶۸	۰/۰۹۳	−۰/۰۸۶	۱/۱۳۴
Land_dummy	−۲/۲۹۴	۰/۳۰۴	−۷/۵۳	۰/۰۰۰	−۲/۸۹۱	−۱/۶۹۷
σ^2	۵۴/۰۸۸	۲۸/۷۰۶	–	–	۱۹/۱۱۳	۱۵۳/۰۶۲
γ	۰/۹۶۵	۰/۰۱۸	–	–	۰/۹۰۵	۰/۹۸۸
σ_u^2	۵۲/۲۲۸	۲۸/۷۰۴	–	–	−۴/۰۳۲	۱۰۸/۴۸۸
σ_v^2	۱/۸۶۰	۰/۰۵۷	–	–	۱/۷۴۸	۱/۹۷۲
Log likelihood: −۴۳۳۹/۵۷۰۸		Prob > χ2: ۰/۰۰۰			Wald χ2 (17): ۹۱۸۶/۲۴	

منبع: نتایج پژوهش

آمارهای مدل مرزی تصادفی شامل واریانس کل (σ^2)، نسبت واریانس ناکارآمدی (γ)، واریانس مؤلفه ناکارآمدی (σ_u^2) و واریانس خطاهای تصادفی (σ_v^2) هستند. مقدار σ^2 برابر با ۵۴/۰۸۸ نشان‌دهنده تنوع در ناکارآمدی و خطاهای تصادفی در جریان‌های تجاری ایران با کشورهای منا (MENA) است. γ برابر با ۰/۹۶۵ نشان می‌دهد که حدود ۹۶/۵ درصد از تغییرات در کارایی تجارت ایران ناشی از ناکارآمدی‌های داخلی است، درحالی‌که تنها ۳/۵ درصد به خطاهای تصادفی مربوط می‌شود. واریانس ناکارآمدی (σ_u^2) برابر با ۵۸/۲۲۸ نشان‌دهنده پراکندگی قابل‌توجه ناکارآمدی تجاری ایران است، درحالی‌که واریانس خطاهای تصادفی (σ_v^2) برابر با ۱/۸۶ نشان می‌دهد که شوک‌های تصادفی مستقل از عوامل داخلی و خاص ایران، نقش مهمی در تغییرپذیری خروجی دارند. نسبت بالای σ_u^2 به σ_v^2 نشان می‌دهد که ناکارآمدی‌های داخلی تأثیر بیشتری بر کارایی تجارت خارجی ایران دارند. آمار χ^2 (۹۱۸۶/۲۴) با سطح معناداری (۰/۰۰۰) اهمیت کلی مدل را تأیید می‌کند و نشان‌دهنده تأثیر ورودی‌ها بر تغییرپذیری جریان‌های تجاری ایران است. نتایج نشان می‌دهد که همکاری با کشورهای هم‌مرز، به‌ویژه کشورهای حوزه خلیج‌فارس، کارآمدتر از همکاری با کشورهای بدون مرز است و بر اهمیت مدیریت داخلی در تجارت خارجی تأکید دارد. در ادامه برای تحلیل دقیق‌تر نتایج به‌دست‌آمده و همچنین ارزیابی میزان کارایی و استفاده مؤثر ایران از ظرفیت‌های تجاری با هر کشور، سطوح جداگانه کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای منطقه منا (MENA)، در بازه زمانی ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۲ تحلیل شده است. این تحلیل به شناسایی نقاط قوت و ضعف در روابط تجاری کمک می‌کند و امکان طراحی راهکارهای هدفمند برای بهبود کارایی و افزایش سهم ایران در تجارت منطقه‌ای را فراهم می‌آورد. سطوح کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای منطقه منا (MENA) نیز در جدول (۵) ارائه شده است.

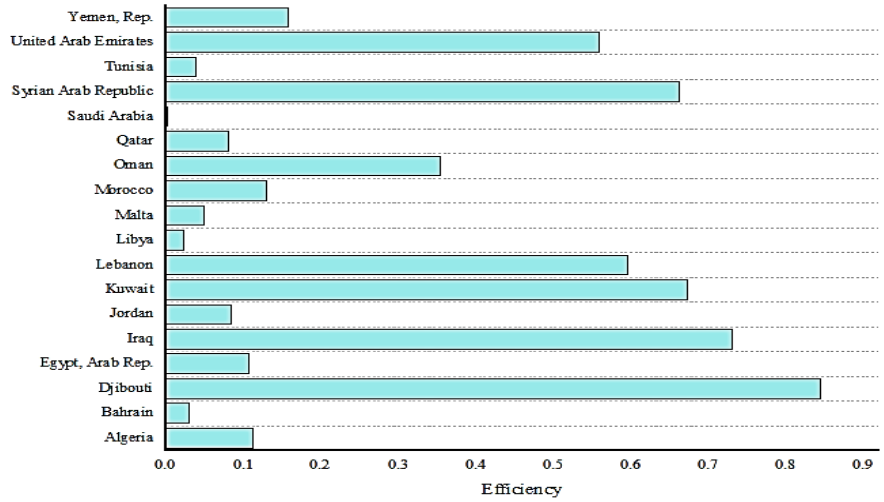
جدول ۵: سطوح کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای گروه منا (MENA)

کشور	۲۰۲۲	۲۰۲۱	۲۰۲۰	۲۰۱۹	۲۰۱۸	۲۰۱۷	۲۰۱۶	۲۰۱۵	۲۰۱۴	۲۰۱۳	۲۰۱۲	۲۰۱۱	۲۰۱۰
الجزایر	۰/۰۴۵	۰/۰۵۲	۰/۰۶۱	۰/۰۷۱	۰/۰۸۲	۰/۰۹۳	۰/۱۰۶	۰/۱۱۹	۰/۱۳۳	۰/۱۴۸	۰/۱۶۴	۰/۱۸۱	۰/۱۹۸
بحرین	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	۰/۰۱۲	۰/۰۱۶	۰/۰۲۰	۰/۰۲۴	۰/۰۳۰	۰/۰۳۶	۰/۰۴۳	۰/۰۵۱	۰/۰۶۰	۰/۰۷۰
جیبوتی	۰/۷۹۶	۰/۸۰۵	۰/۸۱۴	۰/۸۲۲	۰/۸۳۰	۰/۸۳۸	۰/۸۴۶	۰/۸۵۳	۰/۸۶۰	۰/۸۶۷	۰/۸۷۳	۰/۸۷۹	۰/۸۸۵
مصر	۰/۰۴۲	۰/۰۴۹	۰/۰۵۸	۰/۰۶۷	۰/۰۷۸	۰/۰۸۹	۰/۱۰۱	۰/۱۱۴	۰/۱۲۸	۰/۱۴۳	۰/۱۵۹	۰/۱۷۵	۰/۱۹۲
عراق	۰/۶۵۶	۶۶۹۷	۰/۶۸۳	۰/۶۹۶	۰/۷۰۸	۰/۷۲۰	۰/۷۳۲	۰/۷۴۴	۰/۷۵۵	۰/۷۶۶	۰/۷۷۶	۰/۷۸۶	۰/۷۹۶
اردن	۰/۰۲۹	۰/۰۳۵	۰/۰۴۱	۰/۰۴۹	۰/۰۵۸	۰/۰۶۷	۰/۰۷۷	۰/۰۸۹	۰/۱۰۱	۰/۱۱۴	۰/۱۲۸	۰/۱۴۳	۰/۱۵۹
کویت	۰/۵۸۸	۰/۶۰۴	۰/۶۱۹	۰/۶۳۳	۰/۶۴۸	۰/۶۶۲	۰/۶۷۶	۰/۶۸۹	۰/۷۰۲	۰/۷۱۵	۰/۷۲۷	۰/۷۳۹	۰/۷۵۰
لبنان	۰/۴۹۸	۰/۵۱۵	۰/۵۳۲	۰/۵۴۹	۰/۵۶۵	۰/۵۸۱	۰/۵۹۷	۰/۶۱۳	۰/۶۲۸	۰/۶۴۳	۰/۶۵۷	۰/۶۷۲	۰/۶۸۵
لیبی	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	۰/۰۱۲	۰/۰۱۵	۰/۰۱۹	۰/۰۲۳	۰/۰۲۸	۰/۰۳۵	۰/۰۴۱	۰/۰۴۹	۰/۰۵۸
مالت	۰/۰۱۳	۰/۰۱۶	۰/۰۲۰	۰/۲۵۲	۰/۰۳۰	۰/۰۳۶	۰/۰۴۴	۰/۰۵۱	۰/۰۶۰	۰/۰۷۰	۰/۰۸۱	۰/۰۹۳	۰/۱۰۵
مراکش	۰/۰۵۵	۰/۰۶۴	۰/۰۷۴	۰/۰۸۵	۰/۰۹۷	۰/۱۱۰	۰/۱۲۴	۰/۱۳۸	۰/۱۵۳	۰/۱۶۹	۰/۱۸۶	۰/۲۰۳	۰/۲۲۲
عمان	۰/۲۴۲	۰/۲۵	۰/۲۷۷	۰/۲۹۶	۰/۳۱۵	۰/۳۳۴	۰/۳۵۳	۰/۳۷۳	۰/۳۹۲	۰/۴۱۱	۰/۴۳۱	۰/۴۵۰	۰/۴۶۹
قطر	۰/۰۲۷	۰/۰۳۳	۰/۰۳۹	۰/۰۴۶	۰/۰۵۵	۰/۰۶۴	۰/۰۷۴	۰/۰۸۵	۰/۰۹۷	۰/۱۱۰	۰/۱۲۴	۰/۱۳۸	۰/۱۵۴
عربستان	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵
سوریه	۰/۵۷۶	۰/۵۹۲	۰/۶۰۷	۰/۶۲۲	۰/۶۳۷	۰/۶۵۱	۰/۶۶۵	۰/۶۷۹	۰/۶۹۲	۰/۷۰۵	۰/۷۱۸	۰/۷۳۰	۰/۷۴۲
تونس	۰/۰۰۸	۰/۰۱۱	۰/۰۱۴	۰/۰۱۷	۰/۰۲۲	۰/۰۲۷	۰/۰۳۲	۰/۰۳۹	۰/۰۴۶	۰/۰۵۵	۰/۰۶۴	۰/۰۷۴	۰/۰۸۵
امارات	۰/۴۵۶	۰/۴۷۴	۰/۴۹۱	۰/۵۰۹	۰/۵۲۶	۰/۵۴۳	۰/۵۶۰	۰/۵۷۶	۰/۵۹۳	۰/۶۰۸	۰/۶۲۴	۰/۶۳۹	۰/۶۵۴
یمن	۰/۰۷۴	۰/۰۸۵	۰/۰۹۶	۰/۱۰۹	۰/۱۲۲	۰/۱۳۷	۰/۱۵۲	۰/۱۶۸	۰/۱۸۴	۰/۲۰۱	۰/۲۱۹	۰/۲۳۸	۰/۲۵۶

نکته: به دلیل عدم وجود اطلاعات مربوط به جریان‌های تجاری با کشور فلسطین، کارایی تجاری با این کشور قابل‌برآورد نبوده است.

منبع: نتایج پژوهش

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که سطوح کارایی تجاری ایران با کشورهای مختلف منا (MENA) از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۲ تغییرات قابل‌توجهی داشته است. به‌عنوان مثال، کارایی تجاری ایران با الجزایر از ۰/۹۸۷ در سال ۲۰۱۰ به ۰/۰۴۵ در سال ۲۰۲۲ کاهش‌یافته، که نشان‌دهنده کاهش شدید کارایی تجاری است. همچنین، کارایی تجاری ایران با مصر نیز از ۰/۱۹۲ به ۰/۰۴۲ کاهش‌یافته است، که چالش‌های بالقوه‌ای را در حفظ روابط تجاری قوی نمایان می‌کند. در مقابل، جیبوتی با ثباتی نسبی از ۰/۸۸۵ به ۰/۷۹۶ کاهش‌یافته و نشان‌دهنده حفظ روابط تجاری قوی است. کارایی عربستان سعودی نیز به صفر رسیده که نشان‌دهنده توقف کامل تعامل تجاری ایران با این کشور است، درحالی‌که لبنان کاهش تدریجی از ۰/۶۸۵ به ۰/۴۹۸ را تجربه کرده و عمان نیز از ۰/۴۶۹ به ۰/۲۴۲ کاهش‌یافته است. این تغییرات بر تأثیر متقابل پیچیده عوامل سیاسی، اقتصادی و اجتماعی تأثیرگذار بر روابط تجاری در منطقه منا (MENA) تأکید می‌کند و به استراتژی‌های هدفمند برای رسیدگی به ناکارآمدی‌ها و تقویت روابط اقتصادی قوی‌تر نیاز دارد. نمودار زیر تاییدی بر این موضوع است.



شکل ۲: میانگین کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA)

منبع: نتایج پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این پژوهش تجزیه‌وتحلیل جریان‌های تجاری بین ایران و کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا به دنبال کارایی تجارت خارجی ایران است. با تأکید بر این موضوع که سهم ایران در افزایش تولید ناخالص داخلی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا در بحث تجارت خارجی می‌تواند افزایش یابد، ایران باید با کشورهای ثروتمندتر با اقتصاد بزرگ‌تر تجارت قابل‌توجه و بالایی داشته باشد. یافته‌های این پژوهش نیز موید این موضوع هستند که سطوح درآمد بالاتر قدرت خرید و تقاضای بیشتر، تجارت خارجی را تسهیل می‌کند؛ بنابراین، سیاست‌های باهدف افزایش رشد اقتصادی در کشورهای منا می‌تواند به طور بالقوه منجر به افزایش تجارت با ایران شود. از طرف دیگر فاصله نقش مهمی در جریان‌های تجاری ایفا می‌کند، به‌طوری‌که فاصله بیشتر بین ایران و کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) با کاهش حجم تجارت همراه است که از نظر ادبیات پژوهش نیز این موضوع قابل‌انتظار بود که بیان دارد که حجم تجارت با افزایش مسافت به دلیل هزینه‌های حمل‌ونقل بالاتر و چالش‌های لجستیکی کاهش می‌یابد. علاوه بر این، ایران با کشورهای واقع در نزدیکی خلیج‌فارس حجم تجارت بالایی دارد. این یافته نشان می‌دهد که نزدیکی جغرافیایی نه‌تنها حمل‌ونقل آسان‌تر را تسهیل می‌کند، بلکه روابط اقتصادی قوی‌تر را تقویت می‌کند. نتایج همچنین اهمیت مرزها و وضعیت دسترسی به دریا را در تعیین جریان‌های تجاری نشان می‌دهد. ایران با کشورهای دارای مرز مشترک تمایل به تجارت بیشتری دارد، ولی ایران با موقعیت کشورهایی که دسترسی به دریا دارند، از کارایی پایین‌تری از تجارت خارجی همراه است، این یافته بر چالش‌های لجستیکی و مدیریتی ایران با آن مواجه هستند، تأکید می‌کند و بر نیاز به مشارکت‌های استراتژیک یا موافقت‌نامه‌های ترانزیتی برای افزایش فرصت‌های تجاری تأکید می‌کند. به‌طورکلی، تجزیه‌وتحلیل نشان می‌دهد که هم اندازه اقتصادی (تولید ناخالص داخلی) و هم عوامل جغرافیایی (فاصله، نزدیکی به خلیج‌فارس و دارای مرز مشترک) به طور قابل‌توجهی بر جریان تجاری بین ایران و کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) تأثیر می‌گذارد. این بینش‌ها نشان

می‌دهد که تقویت همکاری اقتصادی با کشورهای ثروتمندتر و پرداختن به چالش‌های لجستیکی برای کشورهای دارای مرز دریایی می‌تواند راهبردهای حیاتی برای بهبود روابط تجاری ایران در منطقه باشد. سیاست‌گذاران باید این عوامل را در هنگام تدوین استراتژی‌هایی برای تقویت تجارت و تقویت روابط اقتصادی با شرکای منا (MENA) در نظر بگیرند.

این یافته‌ها نشان می‌دهد که تقویت همکاری اقتصادی با کشورهای ثروتمندتر و پرداختن به چالش‌های لجستیکی برای کشورهای دارای مرز دریایی می‌تواند راهبردهای حیاتی برای بهبود روابط تجاری ایران در منطقه باشد. سیاست‌گذاران باید این عوامل را در هنگام تدوین استراتژی‌هایی برای تقویت تجارت و تقویت روابط اقتصادی با شرکای منا (MENA) در نظر بگیرند. برای افزایش کارایی تجارت خارجی ایران با کشورهای منا (MENA)، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های حمل‌ونقل، شامل بهبود شبکه‌های جاده‌ای، ریلی و دریایی، ضروری است که هزینه‌های حمل‌ونقل و زمان تحویل کالاها را کاهش می‌دهد. همچنین، تقویت روابط سیاسی و اقتصادی از طریق موافقت‌نامه‌های تجاری و همکاری‌های دوجانبه می‌تواند به کاهش تعرفه‌ها و تسهیل تجارت کمک کند. استفاده از فناوری‌های نوین، به‌ویژه در زمینه تجارت الکترونیک، با ایجاد پلتفرم‌های آنلاین برای فروش محصولات ایرانی در کشورهای منا (MENA)، امکان دسترسی به مشتریان جدید را فراهم می‌کند. این اقدامات به ایران کمک می‌کند تا فاصله جغرافیایی را کاهش داده و روابط تجاری خود را کشورهای منا (MENA) تقویت کند.

همچنین یکی از چالش‌های اصلی این پژوهش، دسترسی به داده‌های جامع و دقیق در زمینه تجارت ایران با کشور فلسطین است. همچنین تحریم‌های بین‌المللی بر کارایی تجارت ایران تأثیر قابل‌توجهی دارند که می‌تواند نتایج پژوهش را تحت‌تأثیر قرار دهد. این تحریم‌ها نه‌تنها محدودیت‌هایی در زمینه صادرات و واردات ایجاد می‌کنند، بلکه بر روابط بانکی و تجاری نیز تأثیر منفی می‌گذارند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که توسعه تجارت ایران با کشورهای منطقه منا (MENA) نیازمند اتخاذ راهبردهای هوشمندانه در سه محور کلیدی است: نخست، تقویت همکاری‌های اقتصادی با کشورهای پردرآمد منطقه از طریق انعقاد موافقت‌نامه‌های تجاری ترجیحی و ایجاد مکانیسم‌های پرداخت چند ارزی؛ دوم، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های لجستیکی به‌ویژه کریدورهای چندوجهی حمل‌ونقل و مراکز توزیع منطقه‌ای برای کاهش هزینه‌های تجاری ناشی از فاصله جغرافیایی؛ و سوم، به‌کارگیری فناوری‌های دیجیتال در فرایندهای گمرکی و توسعه پلتفرم‌های تجارت الکترونیک منطقه‌ای. این مطالعه پیشنهاد می‌کند که سیاست‌گذاران با طراحی سبد بهینه شرکای تجاری بر اساس معیارهای پتانسیل بازار و همخوانی ساختاری اقتصادی، و همچنین ایجاد مرکز هوشمند تجارت منطقه‌ای برای پایش موانع و ارائه راهکارهای عملیاتی، می‌توانند گام‌های مؤثری در جهت افزایش سهم ایران در تجارت منطقه بردارند. درعین‌حال، انجام پژوهش‌های آینده با تمرکز بر تحلیل تأثیر تحریم‌ها بر الگوهای تجاری و مطالعات تطبیقی با سایر اقتصادهای درحال‌توسعه منطقه می‌تواند به تکمیل ادبیات موضوع کمک کند.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

میلاد چشم‌اغلیده: مسئول طراحی اولیه پژوهش، آماده‌سازی نمونه‌های پژوهش، استخراج و بررسی داده‌ها، بررسی نتایج آماری و کنترل صحت آنها.

روح‌الله آماره: مسئول انجام محاسبات آماری، تجزیه‌وتحلیل نتایج آماری، آماده‌سازی پیش‌نویس اولیه مقاله، پیگیری و نظارت بر مراحل انجام پژوهش.

یوسف محنت فر: مسئولت مشارکت در طراحی اولیه پژوهش، نظارت بر اجرای دقیق پژوهش، بررسی، مطالعه و بازبینی مقاله نهایی.

تضاد منافع

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

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای پژوهش و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

کد ارکید (ORCID)

Milad CheshmAghlideh — *http://orcid.org/0000-0002-8516-3604*

Ruhollah Amareh — *http://orcid.org/0000-0002-4153-3378*

Uosef Mehantfar — *http://orcid.org/0000-0002-1253-8735*

منابع و مأخذ

جعفری، عباس. حسن وند، داریوش و رضایی، شایسته. (۱۴۰۱). تأثیر درجه همسایگی شرکای تجاری ایران بر حجم تجارت ایران: یک روش اقتصادسنجی پنل فضایی. *نشریه اقتصاد مقداری*، انتشار آنلاین از تاریخ ۱۶ بهمن ۱۴۰۱ https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42097.2518

رضایی پور، محمد. آقایی خوندابی، مجید. نجارزاده نوش‌آبادی، ابوالفضل. (۱۳۹۱). جهانی‌شدن و تأثیر آن بر تجارت خارجی ایران. *نشریه تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۴(۱۴)، ۸۳-۹۷. https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1391.4.14.5.7

زارع، محمد حسن و میرحسینی، فاطمه (۱۴۰۳). الحاق به سازمان جهانی تجارت و تاثیر آن بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی صادرات محور: تجربه کشورهای درحال توسعه منتخب. *نشریه بررسی‌های بازرگانی*، ۲۲(۱۲۶)، ۱-۳۴. https://doi.org/10.22034/bs.2024.2025768.2949

شاه‌آبادی، ابوالفضل. خوش‌طینت، بهناز، اصغرنژاد، امیرعلی و مرادی، علی . (۱۳۹۹). تأثیر کارایی بازارهای اقتصادی بر تجارت دوجانبه ایران و کشورهای منتخب سازمان همکاری اقتصادی و توسعه. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، ۷(۱)، ۳-۲۹.* https://doi.org/10.22096/esp.2020.108230.1224

غفاری فرد، محمد. کاظمی، سید مرتضی و نبی زاده، جاوید. (۱۴۰۱). تاثیر تحریم‌های اقتصادی بر ترکیب شرکای تجاری ایران. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۱(۴)، ۱۶۰-۱۹۱. https://doi.org/10.34785/J025.2022.031

کازرونی، علیرضا. قربانی، عادل و ثقفی کلوانق، رضا. (۱۳۹۴). بررسی کارایی تحریم‌های یک‌جانبه و چندجانبه بر تجارت خارجی محصولات غیرنفتی در ایران. *نشریه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۲(۱)، ۸۳-۹۸. https://ecoj.abrizu.ac.ir/article_3805.html

کریمی، محمد. ذوالقدر، یاسر و صحراگرد، مجید. (۱۴۰۲). استخراج مسائل راهبردی تجارت خارجی ایران با استفاده از روش دلفی فازی. *نشریه نگرش مدیریت راهبردی*، ۱(۳)، ۱۷۵-۲۰۴. https://pmr.ndu.ac.ir/article_2852.html

کلباسی، حسن و جلائی، عبدالمجید. (۱۳۸۱). بررسی اثرات جهانی‌شدن بر تجارت خارجی ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴(۱۱)، ۱۳۷-۱۱۵. https://ijer.atu.ac.ir/article_3826.html

References

Aigner, D., Lovell, C. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of econometrics*, *6*(1), 21-37. https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5

Anderson, J. E., & van Wincoop, E. (2003). Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. *American Economic Review*, 93(1), 170-192. https://doi.org/10.1257/000282803321455214

Baldwin, R. E., & Taglioni, D. (2006). Gravity for dummies and dummies for gravity equations. *NBER Working Paper No. 12516*. https://doi.org/10.3386/w12516

Behrens, K., & Murata, Y. (2009). *Trade, Competition, and Efficiency*. https://doi.org/10.2139/ssrn.1477016

Bureau, J. C., Chau, N. H., Färe, R., & Grosskopf, S. (2003). Economic Performance, Trade Restrictiveness, and Efficiency. *Review of Development Economics*, *7*(4), 527-542. https://doi.org/10.1111/1467-9361.00207

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press. https://doi.org/10.1017/cbo9780511811241

Choi, Y. S. (2017). Customs Policies and Trade Efficiency'. *WCO Research Paper*, (42). https://doi.org/10.54648/gtcj2007030

DeRosa, D. A. (2008). Gravity model analysis. *Maghreb regional and global integration: a dream to be fulfilled*, 47-68. https://doi.org/10.5860/choice.46-4563

Disdier, A.-C., & Head, K. (2008). The puzzling persistence of the distance effect on bilateral trade. *The Review of Economics and Statistics*, 90(1), 37-48. https://doi.org/10.1162/rest.90.1.37

Eaton, J., & Kortum, S. (2002). Technology, geography, and trade. *Econometrica*, 70(5), 1741-1779. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00352

ECB. (2019). *Distance(s) and the volatility of international trade(s)*. https://www.google.com/url?sa=t&source=web&rct=j&opi=89978449&url=https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2252~ff1d083655.en.pdf&ved=2ahUKEwjPypH07KKPAxWKTqQEHdEjOCwQFnoECBcQAQ&usg=AOvVaw32WmYr2yNIHUB6gz1lwrPA

Escaith, H., Lindenberg, N., & Miroudot, S. (2010). *International supply chains and trade elasticity in times of global crisis* (No. ERSD-2010-08). WTO Staff Working Paper. https://doi.org/10.2139/ssrn.1548424

Flanders Marine Institute (2023). *Maritime Boundaries Geodatabase: Maritime Boundaries and Exclusive Economic Zones (200NM)*, version 12. Available online at http://www.marineregions.org

Frankel, J. A. (1992). *Is Japan creating a yen bloc in East Asia and the Pacific?* (Vol. 4050). Cambridge, MA, USA: National bureau of economic research. https://doi.org/10.3386/w4050

Frankel, J. A. (1997). Regional trading blocs in the world economy: A historical perspective. *The World Economy*, 20(5), 611-632. https://doi.org/10.2307/20048805

Ghafarifard, M, Kazemi, S ,M and Nabizadeh, J. (2014). The Impact of Economic Sanctions on the Composition of Iran's Trading Partners. *Economic Policies and Research*, 1(4), 160-191. https://doi.org/10.34785/J025.2022.031 [In Persian].

Gulf Cooperation Council. (2023). *GCC economic report*. https://www.gcc-sg.org/en-us/Pages/default.aspx

Halkos, G., & Tzeremes, N. (2008). Trade efficiency and economic development: evidence from a cross country comparison. *Applied Economics*, *40*(21), 2749-2764. https://doi.org/10.1080/00036840600970302

Head, K., & Mayer, T. (2014). Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook. In *Handbook of international economics* (Vol. 4, pp. 131-195). Elsevier. https://doi.org/10.1016/b978-0-444-54314-1.00003-3

Hummels, D. (1999). *Have international transportation costs declined?*. https://rosap.ntl.bts.gov/view/dot/16003

Hummels, D., & Skiba, A. (2004). Shipping the good apples out? An empirical confirmation of the Alchian-Allen conjecture. *Journal of Political Economy*, 112(6), 1384-1402. http://dx.doi.org/10.1086/422562

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, *115*(1), 53-74. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7

International Monetary Fund (IMF). (2004). *Growth and stability in the Middle East and North Africa -- Economic overview*. Retrieved October 21, 2024, from https://www.imf.org/external/pubs/ft/mena/04econ.htm

International Monetary Fund (IMF). (2023). *World economic outlook*. https://www.imf.org/en/Publications/WEO

International Monetary Fund. (2022). *Iran: Exports and imports*. Retrieved October 21, 2024, from https://www.imf.org/en/Countries/IRN

Jafari, A, Hassanvand, D, & Rezaei, Sh. (2021). The effect of the degree of neighborhood of Iran's trade partners on the volume of Iran's trade: a spatial panel econometric method. *Quarterly scientific research journal of quantitative economics*, (), . https://doi.org/10.22055/jqe.2023.42097.2518 [In Persian].

Jafari, Y. (2011). Determinants of Trade Flows among D8 Countries: Evidence from the Gravity Model. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 42(4), 91-116. https://www.academia.edu/download/67181565/Determinants_of_Trade_Flows_among_D8_Cou20210505-29303-1pdgmdt.pdf

Karimi, M, Zolqadr, Y, & Sahragard, M. (2023). Extracting the strategic issues of Iran's foreign trade using the fuzzy Delphi method. *Strategic Management Attitude Quarterly*, 1(3), 175-204. https://pmr.sndu.ac.ir/?_action=xml&article=2852 [In Persian].

Katzman, K. (2022). Iran’s foreign policy: Challenges ahead. *Congressional Research Service*. https://crsreports.congress.gov/product/pdf/R/R45017

Kazerooni, A, Ghorbani, A and Saghafi Kalvanagh, R. (2015). A Study of Unilateral and Multilateral Sanctions Effectiveness on Iran's Non-Oil Foreign Trade Products. *Applied Economic Theories*, 2(1), 83-98. https://ecoj.abrizu.ac.ir/article_3805.html [In Persian].

Kolbasi, H, & Jalai, A, M. (2002). Investigating the effects of globalization on Iran's foreign trade. *Economic Research of Iran*, 4(11), 115-137. https://ijer.atu.ac.ir/article_3826_81b9de2d1279b2238b82a72b4b7cdf17.pdf [In Persian].

Krugman, P. (1991). Geography and trade. Cambridge. *MIT Press.. 1991b. Increasing returns and economic geography. Journal of Political Economy*, *99*(31), 483-99. https://doi.org/10.1086/261763

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, *108*(1), 1-24. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7

Limao, N., & Venables, A.J. (2001). Infrastructure liberalization in developing countries. *Journal of Development Economics*, 65(1), 1-25. https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00120-5

Martínez-Zarzoso, I., & Nowak-Lehmann, F. D. (2004). Economic and geographical distance: Explaining Mercosur sectoral exports to the EU. *Open Economies Review*, *15*, 291-314. https://doi.org/10.1023/b:open.0000037702.33704.20

Mayer, T. & Zignago, S. (2011). *Notes on CEPII's distances measures: the GeoDist Database*, CEPII Working Paper 2011-25. https://doi.org/10.2139/ssrn.1994531

McCallum, J. (1995). National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns. *The American Economic Review*, *85*(3), 615–623. http://www.jstor.org/stable/2118191

Meeusen, W., & van den Broeck, J. (1977). Technical efficiency and dimension of the firm: Some results on the use of frontier production functions. *Empirical economics*, *2*, 109-122. https://doi.org/10.1016/j.resglo.2024.100233

Muriu, A. N., Joshua, P. M., & Mwito, M. M. (2024). Kenya's macroeconomic policies and trade efficiency within the East African Community: A stochastic frontier analysis. *Research in Globalization*, *9*, 100233. https://doi.org/10.1016/j.resglo.2024.100233

Nguyen, B. X. (2010). The determinants of Vietnamese export flows: Static and dynamic panel gravity approaches. *International Journal of Economics and Finance*, *2*(4), 122-129. https://doi.org/10.5539/ijef.v2n4p122

OEC World. (2022). Iran exports, imports, and trade partners.*The Observatory of Economic Complexity*. https://oec.world/en/profile/country/irn

OECD Economic Surveys: Iran (2023). *OECD Publishing*. https://www.oecd.org/economy/surveys/Iran-2023-OECD-economic-survey-overview.pdf

OPEC Annual Statistical Bulletin (2023). *Organization of the Petroleum Exporting Countries*. https://www.opec.org/opec_web/en/publications/2023.htm

Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric reviews*, *34*(6-10), 1089-1117. https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623

Rahman, M. M. (2009). Australia's global trade potential: evidence from the gravity model analysis. In *Proceedings of the 2009 Oxford Business and Economics Conference (OBEC 2009)*. http://www.facultyforum.com/obec/

Rasekhi, S. (2024). Trade and Institutional Inertia. In *Institutional Inertia: Theory and Evidence* (pp. 221-242). Cham: Springer Nature Switzerland. https://doi.org/10.1007/978-3-031-51175-2_10

Rasekhi, S., Sheidaei, Z., & Asadi, S. P. (2017). A causal relationship between trade efficiency and economic efficiency: Evidence from dynamic simultaneous equations models. *The Journal of International Trade & Economic Development*, *26*(4), 473-487. https://doi.org/10.1080/09638199.2016.1267788

Rauch, J.E., & Trindade V.C. (2002). Ethnic Chinese networks in international trade. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), 116-130. https://doi.org/10.1162/003465302317331955

Rezaei Poor, M, Aghaei Khondabi, M, & Najarzadeh Noushabadi, A. (2011). Impact of Globalization on Foreign Trade in Iran. *Scientific-Research Quarterly of Agricultural Economics Research*, 4(14), 83-97. https://dorl.net/dor/20.1001.1.20086407.1391.4.14.5.7 [In Persian].

Sá Porto, P. C. D., Canuto, O., & Morini, C. (2015). The impacts of trade facilitation measures on international trade flows. *World Bank Policy Research Working Paper*, (7367). https://doi.org/10.1596/1813-9450-7367

Samyrao, K., Thorpe, R., Wood, T., & Yusuf, A. (2023). Does Distance still matter in Trade? An Empirical Analysis on the Importance of Distance and Other Factors in Relation to the Value of Goods Trade. *The Public Sphere: Journal of Public Policy*, *11*(1). https://doi.org/10.1007/s11079-021-09629-3

Shahabadi, A, Khoshtinat, B, Asgharnejad, A and Moradi, A . (2019). The Effect of Economic Markets Efficiency on the Bilateral Trade of Iran and the Selected Countries of the Organization for Economic Co-operation and Development. *Bi-Quarterly Economic Studies and Policies*, 7(1), 3-29. https://doi.org/10.22096/esp.2020.108230.1224 [In Persian].

Silva, J. S., & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *The Review of Economics and statistics*, 641-658. https://doi.org/10.1162/rest.88.4.641

Sohn, C. H. (2005). Does the gravity model explain South Korea's trade flows?. *The Japanese Economic Review*, *56*(4), 417-430. https://doi.org/10.1111/j.1468-5876.2005.00338.x

Tian, F. (2024). Bilateral trade potential analysis of the Lanzhou-Kathmandu South Asian rail-road freight trains linking China and Nepal: A stochastic frontier gravity model approach. *Plos one*, *19*(1), e0285325. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0285325

Tinbergen Institute Discussion Paper (2023). *Various years reports on trade dynamics and gravity models in economics.*

Tinbergen, J. (1962). *Shaping the world economy; suggestions for an international economic policy*. https://doi.org/10.1002/tie.5060050113

UNCTAD Reports on Trade Dynamics (2023). *United Nations Conference on Trade and Development*. https://unctad.org/topic/statistics/trade-statistics

Wang, J., & Tian, W. (2020). A Study of Trade Efficiency and Potentials between Jiangsu Province and the Countries along the Belt and Road Initiative. *Open Journal of Social Sciences*, *8*(2), 143-157. https://doi.org/10.4236/jss.2020.82013

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press. https://doi.org/10.1007/s00712-003-0589-6

World Bank Data (2023). *World Bank Open Data*. https://data.worldbank.org/

World Bank Maritime Transport Study (2023). *World Bank Group*. https://www.worldbank.org/en/publication/maritime-transport-study

World Bank. (2022). *Iran, Islamic Rep. trade balance, exports, imports by country 2022*. Retrieved October 21, 2024, from https://wits.worldbank.org/CountryProfile/en/Country/IRN/Year/LTST/TradeFlow/EXPIMP/Partner/by-country

Yotov, Y. V., Piermartini, R., & Larch, M. (2016). *An advanced guide to trade policy analysis: The structural gravity model*. WTO iLibrary. https://doi.org/10.30875/abc0167e-en

Zare, M ,H, & Mirhoseini, F. (2024). Accession to the WTO and Its Impact on Attracting Export-Oriented FDI: The Experience of Selected Developing Countries. *Business Reviews*, 22(126), 1-34. https://doi.org/10.22034/bs.2024.2025768.2949 [In Persian].

Zweiri, M., & Abusharar, N. (2022). Iran's trade with neighbors: Sanctions' impact and the alternatives. *Middle East Policy*, 29(1), 12-29. https://doi.org/10.1111/mepo.12663

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 3, Autumn 2025, Page: 135-170 DOI: 10.22034/jepr.2025.143362.1245

Original Research Article

Estimating the Impact of Monetary Base Uses on Inflation in the Short and Long Run in Iran**

Kosar Moradi[1], Kiomars Sohaili*[2], Shahram Fattahi[2]

1. M.A. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran.

Received: 18 March 2025 *Accepted: 08 July 2025*

Abstract

The monetary base, as a key instrument of monetary policy, plays a central role in regulating liquidity and controlling inflation. Its main components—currency in circulation and commercial banks' reserves with the central bank—directly influence liquidity, thereby shaping the overall price level and economic stability. Inflation, defined as a sustained and general increase in prices, is strongly dependent on the effective management of the monetary base. Well-designed policies in this area are therefore essential for maintaining economic balance. This study investigates the short- and long-term effects of the components of the monetary base on inflation in Iran from 1991 to 2023, using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. The findings show that in the short term, currency in circulation significantly reduces inflation, while banks' reserves at the central bank and GDP have no significant impact. In the long term, both currency in circulation and bank reserves exert significant negative effects on inflation, whereas GDP shifts from being insignificant to exerting a significant positive effect. These results underscore the importance of sound monetary base management and sustainable economic growth in controlling inflation and ensuring macroeconomic stability.

Keywords: Inflation, Commercial Bank Reserves in Central Bank, Currency in Circulation, ARDL Model, Iran.

JEL Classification: E58, E52, E51, E31.

* *Corresponding Author: Kiomars Sohaili* *E-mail: ksohaili@razi.ac.ir* *Tel: +989188311775*

** This Article is Derived From the Master's Dissertation of *Kosar Moradi* in Economics at Razi University.

How To Cite: Moradi, K., Sohaili, K. & Fatahi, S. (2025). Estimating the Impact of Monetary Base Uses on Inflation in the Short and Long Run in Iran. *Economic Policies and Research*, 4(3), 135-170. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143362.1245

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63926.html?lang=en

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, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Money and monetary policy are fundamental pillars of macroeconomic analysis. By managing the monetary base and overall liquidity, monetary policy plays a crucial role in achieving objectives such as price stability, economic growth, and reduced unemployment (Mishkin, 2019). The monetary base, which consists of currency in circulation and commercial banks' reserves held at the central bank, is a primary channel through which monetary policy affects the broader economy (Goodhart, 1989).

This study focuses on the disaggregated effects of these components on inflation in Iran. Previous research has shown that an increase in currency in circulation expands liquidity, stimulates aggregate demand, and can lead to higher inflation. Conversely, bank reserves can act as a stabilizing mechanism, helping to curb inflationary pressures (Sobhani et al., 2019).

To explore these relationships, the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model is employed. The ARDL framework allows simultaneous estimation of short- and long-term dynamics and is suitable for data with variables integrated at different orders. Its flexibility in lag selection and ability to avoid autocorrelation make it a widely used tool in econometric analysis.

Understanding how currency in circulation, bank reserves, and GDP interact with inflation provides valuable guidance for policymakers, particularly in managing liquidity and addressing inflationary fluctuations. A precise understanding of these dynamics facilitates informed decision-making aimed at achieving sustainable economic growth and price stability.

Methodology

This study examines the impact of Iran's monetary base components—currency in circulation, commercial banks' reserves at the central bank, and GDP—on inflation from 1991 to 2023. The ARDL model, introduced by Pesaran and Shin (1999), is used due to its ability to capture both short- and long-term relationships and handle variables with mixed stationarity.

The analysis is descriptive and retrospective, relying on historical data and correlation analysis to explore interactions among the variables. The ARDL framework also allows the derivation of an Error Correction Model (ECM), which explains how short-term deviations adjust toward long-term equilibrium. Dynamic lagged variables improve coefficient estimation accuracy, a critical feature for modeling economic behavior over time.

$$Y_t = \alpha x_t + bX_{t-1} + CY_{t-1} + u_t \tag{1}$$

Pesaran and colleagues (2001) demonstrated that in Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models, if the lag structure is properly specified and the cointegration vector is estimated using the least squares method, the resulting estimators exhibit a normal distribution and possess lower bias and higher efficiency, particularly in small samples. This characteristic enhances the reliability of ARDL-based results in econometric analyses involving limited data.

$$\begin{aligned} A(L.P)Y_t &= \sum_{i=1}^{K} \beta_i (L.q_t)X_t + \omega w_t + u_t \\ A(L.P) &= 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_P L^P \\ \beta_i(L.q_i) &= \beta_{i0} + \beta_{i1} L^2 + \cdots + \beta_{iq} L^P \qquad i = 1.2.3.\cdots.k \end{aligned} \tag{2}$$

In the present research model, a first-order lag operator (L) is used to introduce time lags into the variables. The vector (W_t) is defined as an 1S vector and includes deterministic variables such as the intercept, dummy variables, time trend, and exogenous variables with fixed lags. The symbol (Y_t) represents the dependent variable, while the vector (X_t) denotes the explanatory variables. The

number of explanatory variables is indicated by (K), the optimal lag length for each explanatory variable by (Q), and the optimal lag length for the dependent variable by (P). The general form of the model, inspired by the study of Ahmadi (2019), is designed to examine the effects of monetary policy on inflation. Its structure allows for a more precise analysis of inflation dynamics.

$$\mathrm{INF} = \mathrm{f}(\mathrm{GDP}, \mathrm{CIC}, \mathrm{CBR}) \tag{3}$$

In this model, the logarithm of consumer goods and services (inflation), GDP (Gross Domestic Product), LogCIC (currency in circulation), and CBR (commercial banks' reserves with the central bank) are included. During the estimation process, data for the variables "currency in circulation" and "commercial banks' reserves with the central bank" were collected from the time series database, inflation data were obtained from the [official statistics portal of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran], and GDP data were sourced from the [World Bank]. The results of this research are applied in nature and can be used in regional analyses and economic policymaking.

$$\mathrm{LogINF} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{INF}_{t-1} + \beta_2 \mathrm{Log\,CIC}_t + \beta_3\ \mathrm{GDP}_t + \beta_4\ \mathrm{CBR}_t\ + \varepsilon_t \tag{4}$$

$$\begin{aligned}\Delta\mathrm{LogINF}_T = {} & \alpha_0 + \mu_1 \mathrm{LogINF}_{t-i} + \mu_2 \mathrm{LogCIC}_{t-i} + \mu_3 \mathrm{CBR}_{t-i} + \mu_4 \mathrm{GDP}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{s} \lambda_i\, \Delta\mathrm{LogINF}_{t_i} + \sum_{i=1}^{a} \pi_i\, \Delta\mathrm{LogCIC}_{t_i} + \sum_{i=1}^{b} \rho_i\, \Delta\mathrm{CBR}_{t_i} \\ & + \sum_{i=1}^{z} \rho_i\, \Delta\mathrm{GDP}_{t_i} + \varepsilon_t\end{aligned} \tag{5}$$

$$\begin{aligned}&\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 \\ &H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = 0 \\ &H_1 \neq 0\end{aligned} \tag{6}$$

Results and Discussion

Stationarity tests using the Augmented Dickey-Fuller method indicate that the logarithms of inflation and currency in circulation are stationary, while bank reserves and GDP achieve stationarity after first differencing. Bounds testing confirms a cointegrating relationship among the variables (F-statistic = 14.02), indicating a stable long-term equilibrium between inflation and the monetary base components. The Schwarz-Bayesian Criterion identifies one lag as optimal, balancing precision and degrees of freedom.

Short-term results show that the second lag of inflation significantly reduces current inflation, while the first lag is insignificant. Bank reserves in the third lag exert a significant negative effect, highlighting their role in controlling inflation. Currency in circulation exhibits dynamic effects: a positive impact in the current period, negative in the first two lags, and positive again in the third lag. GDP has a significant positive effect in the current and second lags, but is insignificant in the third.

Long-term results reveal that both currency in circulation and bank reserves have significant negative effects on inflation, emphasizing the importance of proper monetary base management. GDP exerts a significant positive effect, reflecting the inflationary pressure of economic growth. The ECM coefficient of -0.99 indicates rapid adjustment toward long-term equilibrium, with approximately 99% of deviations corrected each period.

Diagnostic tests confirm model reliability: residuals are normally distributed, free from autocorrelation and heteroskedasticity, and the model shows no specification errors (RESET test) or

structural breaks (CUSUM and CUSUMSQ). These results indicate that the ARDL model effectively captures both short- and long-term inflation dynamics in Iran.

Conclusion

GDP on inflation in Iran from 1991 to 2023 using the ARDL model. Short-term analysis shows that currency in circulation significantly reduces inflation, while other variables are not statistically significant. In the long term, both currency in circulation and bank reserves exert negative effects on inflation, whereas GDP has a positive impact, reflecting growth-driven price pressures.

The ECM coefficient of -0.99 indicates rapid convergence to long-term equilibrium. Diagnostic tests and coefficient stability checks confirm the model's validity and robustness. The findings suggest that effective liquidity management, optimization of bank reserves, inflation targeting, and regulation of economic growth are essential tools for ensuring macroeconomic stability. Policymakers can use these insights to design flexible, data-driven strategies to control inflation and support sustainable economic development.

Additional information

Acknowledgements

The authors would like to sincerely thank the professors of Razi University for their insightful comments and intellectual guidance throughout the development of this research.

Authors' Contributions

This article is derived from the master's dissertation of ***Kosar Moradi*** in the field of Economics, conducted under the supervision of Dr. **Kiomars Sohaili** and the advisement of Dr. **Shahram Fattahi**, at the Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.

Conflict of interest

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

Financial Support

The authors received no financial support for the research, authorship, or publication of this article.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۳، پاییز ۱۴۰۴، صفحات: ۱۳۵ – ۱۷۰
DOI: 10.22034/jepr.2025.143362.1245

مقاله پژوهشی

برآورد تأثیر مصارف پایه پولی بر نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران**

کوثر مرادی[۱]، کیومرث سهیلی*[۲]، شهرام فتاحی[۲]

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی. کرمانشاه، ایران.
۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۲۸ *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۴/۱۷*

چکیده

پایه پولی به‌عنوان یکی از ابزارهای اصلی سیاست پولی، نقش حیاتی در تنظیم نقدینگی و کنترل تورم ایفا می‌کند. اجزای اصلی آن شامل اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی است. این اجزا با تأثیر مستقیم بر نقدینگی، بر سطح عمومی قیمت‌ها و ثبات اقتصادی اثر می‌گذارند. تورم که به معنای افزایش مداوم و عمومی قیمت‌ها است، به طور قابل‌توجهی به مدیریت پایه پولی وابسته است. سیاست‌های مؤثر در این حوزه می‌توانند در حفظ تعادل اقتصادی نقش‌آفرین باشند. این پژوهش به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت اجزای مصارف پایه پولی بر تورم در ایران طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، اسکناس و مسکوک در جریان تأثیر کاهنده و معناداری بر تورم دارد، اما ذخایر بانک‌ها نزد بانک مرکزی و تولید ناخالص داخلی اثر معناداری ندارند. در بلندمدت، هر دو متغیر اسکناس و ذخایر بانکی تأثیر کاهنده و معناداری بر تورم دارند، درحالی‌که تولید ناخالص داخلی از تأثیر غیرمعنادار به اثر مثبت و معنادار تغییر کرده است. این نتایج به اهمیت مدیریت صحیح پایه پولی و رشد اقتصادی در کنترل تورم و ایجاد ثبات اقتصادی و نیز نقش تعین کننده دورهٔ زمانی در تحلیل روابط اقتصادی اشاره دارد.

واژگان کلیدی: تورم، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، اسکناس و مسکوک در جریان، مدل ARDL، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E58, E52, E51, E31

* **نویسنده مسئول:** کیومرث سهیلی *آدرس رایانامه:* ksohaili@razi.ac.ir *تلفن تماس:* ۰۹۱۸۸۳۱۱۷۷۵

** مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد کوثر مرادی در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه رازی است.

استناد به مقاله: مرادی، کوثر، سهیلی، کیومرث و فتاحی، شهرام. (۱۴۰۴). برآورد تأثیر مصارف پایه پولی بر نرخ تورم درکوتاه مدت و بلند مدت در ایران. *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۳)، ۱۳۵-۱۷۰. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143362.1245

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63926.html

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 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.

۱. مقدمه

پول و نقش آن در متغیرهای اقتصادی همواره یکی از محورهای اصلی ادبیات اقتصادی بوده است. سیاست‌های پولی به‌عنوان ابزاری کلیدی در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، نقش مهمی در دستیابی به اهدافی همچون افزایش تولید، کاهش بیکاری و مهار تورم ایفا می‌کنند. اهمیت این سیاست‌ها در مدیریت اقتصاد کلان، ناشی از تأثیر مستقیم آن‌ها بر متغیرهایی مانند نقدینگی، نرخ بهره و تقاضای کل است (Mishkin, 2019). به طور کلی، سیاست‌های پولی به دو دسته انبساطی و انقباضی تقسیم می‌شوند. سیاست‌های انبساطی با هدف تحریک رشد اقتصادی، از طریق افزایش نقدینگی و کاهش نرخ بهره اعمال می‌شوند. در مقابل، سیاست‌های انقباضی با کاهش نقدینگی و افزایش نرخ بهره، به مهار تورم و کنترل فشارهای تقاضا می‌پردازند (Friedman, 1971). بانک‌های مرکزی برای اجرای این سیاست‌ها از ابزارهایی همچون عملیات بازار باز، تغییر نرخ ذخایر قانونی، تعدیل نرخ بهره و کنترل اعتبارات بانکی بهره می‌گیرند.

پایه پولی[1] از منظر مصارف، شامل اسکناس و مسکوک در گردش و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی است. این متغیر به دلیل اثرگذاری مستقیم بر نقدینگی، یکی از مهم‌ترین کانال‌های انتقال سیاست‌های پولی به اقتصاد محسوب می‌شود. افزایش پایه پولی، معمولاً از طریق خرید اوراق قرضه یا انتشار پول پرقدرت صورت گرفته و به رشد نقدینگی و تقاضای کل منجر می‌شود. در مقابل، کاهش پایه پولی از راه فروش اوراق یا افزایش نرخ ذخایر قانونی، ابزاری برای کنترل تورم به شمار می‌آید (Goodhart, 1989). بانک‌های مرکزی در چارچوب سیاست‌های پولی، اهداف گوناگونی را دنبال می‌کنند که هر یک مزایا و محدودیت‌های خاص خود را دارد. اهمیت پایه پولی در سیاست‌گذاری پولی، در مطالعات برونر[2] (۱۹۸۱)، فریدمن (۱۹۷۱) و مک کالوم[3] (۱۹۸۴) به‌طور ویژه برجسته شده است. این پژوهشگران معتقد بودند پایه پولی باید به‌عنوان هسته اصلی سیاست پولی در نظر گرفته شود، زیرا توانایی بالایی در خلاصه‌سازی و بازتاب آثار اقدامات سیاستی دارد.

پایه پولی و سیاست‌های پولی ارتباطی مستقیم و تنگاتنگ دارند، زیرا تغییرات پایه پولی از طریق ابزارهای سیاستی بر حجم نقدینگی و جریان پول در اقتصاد اثر می‌گذارد. برای مثال، افزایش پایه پولی از طریق چاپ پول یا خرید اوراق قرضه توسط بانک مرکزی، به گسترش نقدینگی و تحریک فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود. در مقابل، کاهش پایه پولی از طریق فروش اوراق قرضه یا افزایش نسبت ذخایر قانونی بانک‌ها، ابزاری برای مهار تورم و کاهش تقاضای کل محسوب می‌گردد. به بیان دیگر، پایه پولی کانالی است که از طریق آن، سیاست‌های پولی آثار خود را بر متغیرهای کلان اقتصادی اعمال می‌کنند (Mishkin, 2019). با این حال، تحولات فناوری و تغییر شرایط نظام بانکی موجب شد که در مطالعات تجربی، تجمیعات پولی گسترده‌تری همچون حجم پول و نقدینگی نیز مورد توجه قرار گیرند (Handa, 2009). این تجمیعات در واقع حاصل‌ضرب پایه پولی و ضریب فزاینده پولی هستند. بنابراین، زمانی که سیاست‌گذار از حجم پول یا نقدینگی به‌عنوان هدف استفاده می‌کند، علاوه بر مدیریت پایه پولی، با تغییر نسبت سپرده قانونی و اثرگذاری بر ضریب فزاینده نیز می‌تواند بر متغیر مورد نظر تأثیر بگذارد.

---

1. Monetary Base
2. Bruner (1981)
3. McCaiium (1984)

هسلگ و هین[1] (۱۹۹۵) با نقد نتایج سار جنت و والاس[2] (۱۹۸۴) مبنی بر نامطلوب بودن برخی جنبه‌های پولی ناشی از بروز تورم برای اقتصاد آمریکا، مسیر کوتاه‌مدت تورم و تولید را تحت دو شوک پولی مختلف بررسی و مقایسه کرده‌اند. نتایج آن‌ها نشان داد که در صورت تفکیک تغییرات ذخیره قانونی[3] از پایه پولی، توضیح پویایی‌های متغیرهای اقتصادی کلان بهبود می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر، اثرات اقتصادی تغییرات نسبت ذخیره قانونی همانند اثرات اقتصادی تغییرات پایه پولی نیست؛ بنابراین، با لحاظ این تفکیک، می‌توان جنبه‌های نامطلوب پولی را جبران کرد (درگاهی و هادیان، ۱۳۹۶). توجه به تأثیر اجزای پایه پولی بر بخش‌های واقعی و اسمی اقتصاد از آنجا اهمیت می‌یابد که سیاست پولی به‌عنوان یکی از ابزارهای کلیدی برای مدیریت تقاضای کل در نظر گرفته می‌شود. بانک‌های مرکزی برای تثبیت اقتصاد و کنترل تورم از ابزارهای سیاست پولی موجود بهره می‌گیرند.

نظریه‌های اقتصادی درباره اثرات پول بر متغیرهای حقیقی و اسمی تفاوت دارند. نظریه کلاسیک‌ها پول را عاملی خنثی می‌دانند که تنها بر متغیرهای اسمی نظیر قیمت‌ها و دستمزدها تأثیر می‌گذارد. بر اساس این دیدگاه، تغییرات پیش‌بینی‌شده در حجم پول هیچ اثری بر تولید یا اشتغال ندارد. در مقابل، کینزین‌های جدید معتقدند که سیاست‌های پولی، به‌ویژه در کوتاه‌مدت، می‌توانند متغیرهای حقیقی مانند تولید و اشتغال را تحت تأثیر قرار دهند. از دیدگاه این مکتب، افزایش نقدینگی محرک فعالیت‌های اقتصادی است و کاهش آن منجر به رکود می‌شود (Lucas, 1979).

مطالعات تجربی در کشورهایی نظیر هند و ویتنام نشان داده‌اند که سیاست‌های پولی انبساطی از طریق افزایش مصارف پایه پولی، تأثیرات مثبت و معناداری بر تولید داشته‌اند، اما درعین‌حال خطر افزایش تورم را نیز به همراه دارند (Nguyen, 2015). در اقتصادهای پیشرفته مانند ایالات متحده، مدیریت ذخایر بانکی و استفاده از ابزارهای سیاست پولی نظیر عملیات بازار باز، نقش کلیدی در کنترل تورم و ایجاد ثبات اقتصادی ایفا کرده‌اند (Bruner, 1981). در ایران نیز، مطالعات متعددی به بررسی تأثیرات اجزای پایه پولی بر تورم پرداخته‌اند. به‌عنوان‌مثال، تحقیق سبحانی و همکاران (۱۳۹۸) نشان داد که افزایش اسکناس و مسکوک در جریان باعث افزایش نقدینگی و تحریک تقاضای کل می‌شود که به تورم می‌انجامد. از سوی دیگر، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی نقشی کنترل‌کننده در کاهش تورم دارند. این نتایج اهمیت مدیریت دقیق نقدینگی و تدوین سیاست‌های پولی هدفمند را برجسته می‌کند.

هدف از بررسی این پژوهش، تحلیل نقش اجزای مصارف پایه پولی در کنترل تورم و تأثیرات آن بر متغیر تورم است. مدیریت بهینه اجزای پایه پولی می‌تواند ابزار مؤثری برای تنظیم نقدینگی و تقویت پایداری اقتصادی باشد. درک دقیق روابط میان متغیرها از جمله اسکناس و مسکوک در جریان، ذخایر بانک‌ها و تولید ناخالص داخلی به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا استراتژی‌های اثر بخش‌تری تدوین کنند. با وجود تحقیقات گسترده در زمینه سیاست‌های پولی، تحلیل تفکیکی اجزای مصارف پایه پولی و بررسی دینامیک‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت میان این اجزا و تورم، همچنان نیازمند توجه بیشتری است. استفاده از مدل‌های پویا مانند مدل خود توضیح با

1. Heslag & Hein (1995)
2. Sargent & Wallace (1984)
3. Legal Reserve

وقفه‌های گسترده (ARDL)[1] در پژوهش حاضر به پر کردن این شکاف کمک می‌کند. این رویکرد امکان تحلیل جامع روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم آورده و بینش‌های ارزشمندی در مدیریت سیاست‌های پولی ارائه می‌دهد. در نهایت، تحلیل دقیق این روابط می‌تواند مبنای قابل اتکایی برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی هدفمند در راستای رشد اقتصادی پایدار و کاهش تورم ایجاد کند.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. مفهوم پایه پولی و اجزا آن

پایه پولی که در ادبیات اقتصادی به‌عنوان پول پرقدرت نیز شناخته می‌شود، یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است که مستقیماً تحت کنترل بانک مرکزی قرار دارد. این مفهوم از دو جزء اساسی تشکیل‌شده است: اسکناس و مسکوک در جریان که شامل پول نقد موجود در دست مردم و خارج از سیستم بانکی می‌شود و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی که به ذخایر نقدی یا سپرده‌های نگهداری شده توسط بانک‌های تجاری در حساب‌های بانک مرکزی اشاره دارد. هر یک از این اجزا به طور مستقیم در شکل‌دهی به میزان نقدینگی و سطح تقاضای کل در اقتصاد نقش حیاتی دارند. اسکناس و مسکوک در جریان، به‌عنوان یکی از اجزای اصلی پایه پولی، تقاضای کل را از طریق تأمین نیازهای نقدی مردم افزایش می‌دهد. از سوی دیگر، ذخایر بانک‌های تجاری به‌عنوان ابزاری برای تنظیم نقدینگی در سیستم بانکی عمل می‌کنند و بانک مرکزی می‌تواند از طریق تغییر میزان این ذخایر، سیاست‌های پولی خود را اعمال کند. افزایش پایه پولی معمولاً منجر به افزایش نقدینگی می‌شود که می‌تواند تقاضای کل را تحریک کرده و رشد اقتصادی را تسهیل کند. بااین‌حال، این افزایش ممکن است به تورم نیز منجر شود، به‌ویژه اگر عرضه کالا و خدمات نتواند هم‌راستا با افزایش نقدینگی رشد کند. از طرف دیگر، کاهش پایه پولی با محدودکردن نقدینگی می‌تواند به کنترل تورم کمک کند؛ اما ممکن است منجر به رکود اقتصادی شود (شاکری، ۱۳۹۴).

اسکناس و مسکوک در جریان، یکی از اجزای اساسی پایه پولی محسوب می‌شود که نشان‌دهنده حجم نقدینگی فیزیکی در دست مردم و خارج از سیستم بانکی است. این نقدینگی شامل اسکناس‌ها و سکه‌هایی است که به طور مستقیم توسط افراد در مبادلات اقتصادی روزمره مورد استفاده قرار می‌گیرند. نقش اسکناس و مسکوک در جریان به‌عنوان یکی از ابزارهای اصلی تسویه تراکنش‌ها، اهمیت بالایی در گردش پول و روان‌سازی فعالیت‌های اقتصادی دارد. افزایش اسکناس و مسکوک در جریان معمولاً به رشد نقدینگی کل منجر می‌شود. این افزایش، از یک‌سو، می‌تواند تقاضای کل را تحریک کند و زمینه لازم برای افزایش فعالیت‌های اقتصادی و تولید را فراهم آورد؛ اما از سوی دیگر، در شرایطی که ظرفیت تولیدی اقتصاد محدود باشد و عرضه کالاها و خدمات نتواند با تقاضای ایجادشده هم‌راستا شود، این افزایش احتمالاً به فشارهای تورمی منجر خواهد شد. به عبارتی، رشد اسکناس و مسکوک در جریان، در چنین شرایطی می‌تواند تعادل میان عرضه و تقاضا را برهم زند و افزایش

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

قیمت‌ها را به دنبال داشته باشد (باقرپور اسکویی و شاکری، ۱۴۰۱). بانک مرکزی به‌عنوان متولی اصلی مدیریت پایه پولی، از طریق کنترل عرضه اسکناس و مسکوک می‌تواند نقش مؤثری در تنظیم نقدینگی و مدیریت فشارهای تورمی ایفا کند. در پژوهش‌های مختلف، ازجمله کتاب پول و بانکداری نوشته دکتر موسی بزرگ اصل و بادآورنهندی (۱۳۹۵) بر اهمیت کنترل دقیق اجزای پایه پولی، ازجمله اسکناس و مسکوک در جریان، برای مدیریت تقاضای کل و کاهش خطرات تورمی تأکید شده است.

ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، شامل دو جزء اصلی سپرده‌های قانونی و ذخایر مازاد است. سپرده‌های قانونی، آن بخشی از منابع بانک‌های تجاری است که طبق قوانین و مقررات باید به‌عنوان ذخیره نزد بانک مرکزی نگهداری شود. هدف از تعیین این سپرده‌ها، کنترل نقدینگی و تنظیم فعالیت‌های اعتباری بانک‌ها است. از سوی دیگر، ذخایر مازاد شامل آن بخش از منابع بانک‌های تجاری است که فراتر از سپرده‌های قانونی نزد بانک مرکزی نگهداری می‌شود و به بانک‌ها انعطاف‌پذیری بیشتری در تأمین نقدینگی و ارائه تسهیلات اعتباری می‌دهد. نقش ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی در اقتصاد کلان اهمیت ویژه‌ای دارد. کاهش سطح این ذخایر که ممکن است به دلیل کاهش سپرده‌های قانونی یا کاهش ذخایر مازاد باشد، منجر به محدودیت در نقدینگی سیستم بانکی و کاهش توان بانک‌ها در ارائه تسهیلات اعتباری می‌شود. این وضعیت می‌تواند به کاهش فعالیت‌های اقتصادی، کاهش تولید و افزایش نرخ بیکاری منجر شود. برعکس، افزایش ذخایر بانک‌های تجاری، به‌ویژه ذخایر مازاد، سبب تسهیل نقدینگی در سیستم بانکی می‌شود و بانک‌ها را قادر می‌سازد اعتبارات بیشتری ارائه دهند. این امر می‌تواند به افزایش سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و تقویت تقاضای کل کمک کند. بر اساس کتاب اصول بانکداری مرکزی و سیاست‌های پولی نوشته دکتر حسین عبده تبریزی در سال (۱۴۰۴) ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی یکی از ابزارهای کلیدی برای مدیریت نقدینگی و اعمال سیاست‌های پولی محسوب می‌شود. در این کتاب به طور مفصل توضیح داده‌شده است که تغییرات در ذخایر بانکی چگونه می‌تواند اثرات گسترده‌ای بر اقتصاد کلان، ازجمله کنترل تورم و تقاضای کل، داشته باشد (تراب نژاد و همکاران، ۱۴۰۳). یکی از مفاهیم کلیدی مرتبط با پایه پولی، ضریب فزاینده پولی است که نقش آن در فرایند خلق پول را توضیح می‌دهد. این ضریب نشان می‌دهد که هر واحد افزایش در پایه پولی چگونه می‌تواند عرضه کل پول را چند برابر افزایش دهد. بانک‌ها از طریق ذخایر خود و اعطای وام، در این فرایند نقش اساسی ایفا می‌کنند. به همین دلیل، تغییرات در پایه پولی اثرات چندگانه‌ای در اقتصاد ایجاد می‌کند (خلوصی صادق و همکاران، ۱۴۰۲). بانک مرکزی از تغییر در پایه پولی به‌عنوان ابزاری کلیدی برای مدیریت سیاست‌های پولی استفاده می‌کند. به‌عنوان‌مثال، سیاست‌گذاران می‌توانند از طریق ابزارهایی نظیر عملیات بازار باز، تغییر نرخ ذخیره قانونی یا تنظیم نرخ بهره، سطح پایه پولی را تغییر دهند. این اقدامات تأثیر مستقیمی بر نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی دارند (Walsh, 2003). در اقتصادهای درحال‌توسعه، مفهوم پایه پولی اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. ظرفیت تولیدی محدود و وابستگی بالای این کشورها به واردات، تأثیر ضریب فزاینده را پیچیده‌تر می‌کند. عدم مدیریت صحیح پایه پولی ممکن است به رشد سریع نقدینگی و تورم منجر شود. در مقابل، مدیریت دقیق آن می‌تواند به کاهش فشارهای تورمی و تقویت رشد پایدار کمک کند (Blanchard, 2007). پایه پولی، به دلیل تأثیرگذاری گسترده بر

متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از مهم‌ترین ابزارهای مدیریت اقتصادی به شمار می‌رود. از طریق استفاده صحیح از ابزارهای مرتبط با پایه پولی، بانک‌های مرکزی می‌توانند ثبات اقتصادی را تضمین کرده و اهدافی چون کنترل تورم و تقویت رشد اقتصادی را دنبال کنند (دانش و همکاران، ۱۴۰۳).

۲-۱-۲. دیدگاه‌های اقتصادی پیرامون پایه پولی و تورم

الف) دیدگاه کلاسیک‌ها:

طبق نظریه مقداری پول که رابطه (MV=PQ) را بیان می‌کند، تغییرات در هر یک از متغیرها می‌تواند اثرات مستقیم بر سطح عمومی قیمت‌ها (P) داشته باشد. اگر سرعت گردش پول (V) ثابت فرض شود و تولید واقعی (Q) نیز تغییری نکند، هرگونه افزایش در پایه پولی (M)، خواه از طریق افزایش اسکناس و مسکوک در جریان یا رشد ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، به افزایش نقدینگی و درنتیجه تورم منجر خواهد شد. این نظریه بر این اصل استوار است که پول بیش از حد در مقایسه با کالاها و خدمات موجود در اقتصاد، فشار تقاضایی ایجاد کرده و سطح قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. بااین‌حال، سرعت گردش پول (V) ممکن است به دلایل متعددی ازجمله تغییرات در رفتار مصرف‌کنندگان و سیاست‌های پولی تغییر کند. به‌عنوان‌مثال، در شرایط تورم انتظاری یا افزایش اعتماد مصرف‌کنندگان به اقتصاد، سرعت گردش پول می‌تواند افزایش یابد و اثرات تورمی پایه پولی را تشدید کند. از سوی دیگر، اگر تولید واقعی (Q) افزایش یابد، ممکن است بخشی از اثرات تورمی خنثی شود و رشد اقتصادی بدون افزایش شدید قیمت‌ها تحقق یابد (خوچیانی و نادمی، ۱۳۹۷). بر اساس نظریه مقداری پول، همبستگی بلندمدت قوی بین رشد پایه پولی و تورم وجود دارد. این بدان معناست که رشد مداوم و زیاد پایه پولی در اقتصاد منجر به ایجاد تورم بالا می‌شود. عوامل مختلفی بر رشد بدهی دولت به بانک مرکزی تأثیرگذار بوده‌اند که مهم‌ترین آن‌ها نبود بودجه کافی و کسری نقدینگی در کشورها است. همچنین، در افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی باید توجه داشت که بخش عمده‌ای از این افزایش به‌اضافه برداشت بانک‌ها مربوط است (رفعت میلانی و همکاران، ۱۴۰۳). این افزایش دلایل مختلفی دارد؛ بخشی از آن به حمایت بانک‌ها از بخش‌های مختلف اقتصادی بازمی‌گردد، بخشی به بازپرداخت اوراق مشارکت فروخته‌شده قبلی که سررسید شده‌اند و بخشی نیز به تنگناهای اعتباری برخی بانک‌ها به دلایل مختلف مربوط می‌شود. درنهایت، افزایش اضافه برداشت بانک‌ها منجر به رشد پایه پولی و افزایش قیمت‌ها و تورم می‌شود (سبحانی و همکاران، ۱۳۹۸).

ب) دیدگاه کینزی:

کنیزی‌ها بر این باورند که رابطه میان افزایش پایه پولی و تورم به وضعیت و ظرفیت اقتصاد بستگی دارد و نمی‌توان تأثیر آن را به‌صورت یکسان در تمامی شرایط فرض کرد. اگر اقتصاد در وضعیت رکود یا زیر ظرفیت کامل خود فعالیت کند، افزایش پایه پولی به افزایش نقدینگی و تحریک تقاضای کل منجر می‌شود. در این شرایط، تولیدکنندگان به دلیل وجود ظرفیت‌های خالی قادر به افزایش تولید هستند و این فرایند عمدتاً به بهبود رشد اقتصادی و کاهش بیکاری می‌انجامد، بدون ایجاد فشار تورمی قابل‌توجه (Keynes, 1936)؛ اما زمانی که اقتصاد به حداکثر ظرفیت تولید خود رسیده باشد و منابع تولیدی کاملاً استفاده شوند، افزایش پایه پولی نمی‌تواند تولید

را افزایش دهد. در این وضعیت، افزایش نقدینگی تنها باعث افزایش تقاضای کل می‌شود. ازآنجاکه عرضه قابل افزایش نیست، این مازاد تقاضا به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها (تورم) منجر خواهد شد؛ بنابراین، کنیزی‌ها تأکید دارند که تأثیر سیاست‌های پولی مانند افزایش پایه پولی به میزان استفاده از ظرفیت‌های تولیدی بستگی دارد. این سیاست‌ها باید با دقت و باتوجه‌به وضعیت اقتصادی اتخاذ شوند تا از ایجاد تورم غیرقابل‌کنترل جلوگیری شود. این دیدگاه، نقش حساس سیاست‌گذاران در ارزیابی شرایط اقتصادی و طراحی سیاست‌های پولی متناسب با آن را برجسته می‌کند (Blanchard, 2017).

ج) دیدگاه طرفداران سیاست پولی:

این دیدگاه بر اهمیت مدیریت هوشمندانه اجزای پایه پولی تأکید دارد، زیرا هر یک از اجزا می‌تواند بر نقدینگی و شاخص‌های کلان اقتصادی تأثیر بگذارد. به‌عنوان‌مثال، افزایش ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، ضمن تقویت قدرت وام‌دهی بانک‌ها، به گسترش اعتبارات و رشد نقدینگی منجر می‌شود. این امر، در صورت عدم مدیریت صحیح، می‌تواند فشار تقاضا را افزایش داده و به تورم دامن بزند. از سوی دیگر، رشد اسکناس و مسکوک در جریان، نه‌تنها نقدینگی موجود در اقتصاد را افزایش می‌دهد، بلکه به دلیل تأثیر آن بر انتظارات عمومی، می‌تواند تورم روانی ایجاد کند. در این حالت، مردم احساس می‌کنند که ارزش پول در حال کاهش است و این خود، تقاضای بیشتری برای کالاها و خدمات ایجاد کرده و تورم را تشدید می‌کند (Mishkin, 2019). تنظیم نسبت ذخایر قانونی، کنترل عملیات بازار باز و نظارت دقیق بر مکانیسم‌های توزیع اسکناس و مسکوک در جریان، ازجمله ابزارهایی هستند که می‌توانند در مدیریت مؤثر پایه پولی به کار روند. لذا ترکیب اجزای پایه پولی و نحوه مدیریت آن‌ها، نقشی اساسی در تنظیم نقدینگی، کنترل تورم و حفظ ثبات اقتصادی دارد (Goodhart, 1989).

د) دیدگاه ساختاری:

دیدگاه ساختاری بر این اصل استوار است که در کشورهای درحال‌توسعه، تأثیر پایه پولی بر تورم به عوامل ساختاری اقتصاد وابسته است و نمی‌توان آن را تنها نتیجه مکانیزم‌های پولی دانست. این کشورها اغلب با چالش‌هایی همچون کمبود تولید، ناکارآمدی در توزیع منابع، وابستگی بالا به واردات کالاهای اساسی و مشکلات نهادی مواجه هستند که موجب تشدید اثرات تورمی ناشی از افزایش پایه پولی می‌شود. برای مثال، در اقتصادی که با کمبود ظرفیت تولید مواجه است، افزایش نقدینگی به‌جای تحریک تولید، تنها تقاضای کل را افزایش می‌دهد. ازآنجاکه عرضه قادر به تطابق با این افزایش تقاضا نیست، فشار تورمی اجتناب‌ناپذیر خواهد بود (Taylor, ۱۹۸۹). علاوه بر این، مشکلات توزیع و ناهماهنگی‌های موجود در زیرساخت‌های اقتصادی موجب می‌شود که منابع مالی به طور بهینه به بخش‌های تولیدی تخصیص نیابند. این امر باعث می‌شود که نقدینگی تازه‌وارد به اقتصاد، به‌جای تقویت تولید و اشتغال، به سمت بازارهای غیرمولد یا سفته‌بازی هدایت شود و نرخ تورم را بیش از پیش افزایش دهد. وابستگی به واردات نیز عامل دیگری است که می‌تواند این اثرات را تشدید کند؛ زیرا افزایش نقدینگی ممکن است تقاضا برای کالاهای وارداتی را افزایش داده و علاوه بر فشار بر نرخ ارز، به واردات تورم از سایر کشورها منجر شود (Mankiw, 2019). درنتیجه، در چارچوب دیدگاه ساختاری، مدیریت پایه پولی نه‌تنها به ابزارهای پولی کلاسیک محدود نمی‌شود، بلکه نیازمند سیاست‌های اقتصادی جامع‌تری است که بر اصلاح

ساختارهای بنیادین اقتصاد تأکیددارند. اصلاحات در بخش تولید، از طریق افزایش ظرفیت‌های تولیدی، بهبود بهره‌وری و تقویت صنایع داخلی، نقشی حیاتی در کاهش فشار تورمی و جلوگیری از وابستگی به واردات ایفا می‌کند. این اصلاحات می‌توانند از طریق سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های کلیدی، حمایت از نوآوری و تقویت زنجیره تأمین داخلی تحقق یابند. علاوه بر این، بهبود توزیع منابع مالی و اقتصادی میان مناطق و بخش‌های مختلف جامعه می‌تواند کارایی سیاست‌های پولی را افزایش دهد. توزیع عادلانه منابع منجر به کاهش نابرابری‌های اقتصادی و استفاده بهینه از ظرفیت‌های موجود می‌شود. کاهش وابستگی به واردات، از طریق توسعه صنایع استراتژیک و حمایت از تولیدات داخلی، می‌تواند اثرات تورم وارداتی را کاهش داده و ثبات بیشتری در اقتصاد ایجاد کند؛ بنابراین، مدیریت پایه پولی در چارچوب این دیدگاه، تنها به معنای کنترل نقدینگی نیست، بلکه شامل ایجاد تغییرات ساختاری، هماهنگی میان سیاست‌های پولی و مالی و اجرای برنامه‌های توسعه‌ای جامع برای تقویت اقتصاد ملی و حرکت به سمت رشد پایدار و مقاوم در برابر شوک‌های اقتصادی است. این رویکرد نه تنها به کنترل تورم کمک می‌کند، بلکه زمینه‌ساز توسعه اقتصادی پایدار نیز خواهد بود (Blanchard, 2017).

ه) دیدگاه نهادگرایان:

نهادگرایان معتقدند که تأثیر پایه پولی بر تورم صرفاً به رابطه کمّی میان عرضه پول و قیمت‌ها محدود نمی‌شود، بلکه سیاست‌ها، ساختارهای نهادی و تعامل آن‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای در این فرایند دارند. مؤسسات اقتصادی نظیر بانک مرکزی و سیاست‌گذاری‌های مرتبط با پایه پولی، نقش مهمی در مدیریت نقدینگی و تورم ایفا می‌کنند (North, 1990). برای مثال، سیاست‌های پولی بانک مرکزی شامل تنظیم نرخ ذخیره قانونی، عملیات بازار باز و مدیریت اعتبارات بانکی باید به‌گونه‌ای طراحی شوند که نه‌تنها نقدینگی کنترل شود، بلکه رشد اقتصادی و ثبات تورمی نیز حفظ گردد (Blanchard, 2017). استقلال بانک مرکزی برای تصمیم‌گیری‌های پولی، عامل ضروری است؛ اما این نهاد باید با دولت همکاری کند تا هماهنگی لازم میان سیاست‌های مالی و پولی ایجاد شود. علاوه بر این، نهادگرایان بر اهمیت شفافیت و پاسخگویی تأکیددارند. این ویژگی‌ها می‌توانند اعتماد عمومی به سیاست‌گذاری‌ها را افزایش داده و انتظارات تورمی را مدیریت کنند؛ زیرا این اعتماد قادر است اثرات روانی ناشی از افزایش نقدینگی را کاهش دهد. از دیدگاه نهادگرایان، ناکارآمدی در هماهنگی میان نهادها می‌تواند اثرات منفی پایه پولی را تشدید کرده و مشکلاتی مانند تورم شدید یا رکود تورمی به وجود آورد (سبحانی و همکاران، ۱۳۹۸). علاوه بر این، نهادگرایان به‌ضرورت اصلاح ساختارهای بنیادین اقتصاد اشاره دارند. افزایش ظرفیت تولید، بهبود بهره‌وری و کاهش وابستگی به واردات نقش حیاتی در کاهش فشار تورمی ناشی از پایه پولی ایفا می‌کنند (مهرعلی تبارفیروز جاه و همکاران، ۱۴۰۳). سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های تولیدی، تقویت زنجیره تأمین داخلی و توزیع عادلانه منابع میان بخش‌ها و مناطق کشور می‌توانند اثرات مثبت مدیریت پایه پولی را تقویت کنند؛ بنابراین، مدیریت پایه پولی در چارچوب دیدگاه نهادگرایان، نیازمند ترکیبی از سیاست‌های پولی دقیق، اصلاحات ساختاری و هماهنگی نهادی است که به دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، کاهش تورم و افزایش ثبات اقتصادی منجر شود (Verry, 2004). جدول (۱) خلاصه‌ای جامع از دیدگاه‌های مختلف درباره تأثیر مصارف پایه پولی بر تورم است و به طور مختصر شباهت‌ها و تفاوت‌های میان مکاتب اقتصادی را بررسی می‌کند.

جدول ۱: خلاصه دیدگاه‌های مختلف درباره تأثیر مصارف پایه پولی بر تورم

دیدگاه	تأثیر مصارف پایه پولی بر تورم	شباهت‌ها	تفاوت‌ها
کلاسیک‌ها	افزایش مصارف پایه پولی به دلیل رابطه مستقیم با نقدینگی و قیمت‌ها، به تورم منجر می‌شود.	تأکید بر رابطه بین افزایش نقدینگی و تورم	سرعت گردش پول ثابت فرض شده و تأثیر تولید واقعی محدود تلقی می‌شود.
کینزی‌ها	در رکود، مصارف پایه پولی تولید و اشتغال را تحریک می‌کند: در ظرفیت کامل اقتصادی موجب تورم می‌شود.	ظرفیت تولید و تقاضا در اثرگذاری مصارف پایه پولی مشترک است.	تأثیر مصارف پایه پولی وابسته به وضعیت اقتصادی و ظرفیت تولیدی است.
طرف‌دار سیاست پولی	مدیریت ناکارآمد اجزا (مانند ذخایر بانک‌ها و اسکناس)، فشار تقاضا و انتظارات تورمی را تشدید می‌کند.	بر اهمیت مدیریت اجزای پایه پولی برای کنترل تورم توافق دارند.	جزئیات بیشتری دربارهٔ نقش اجزای پایه پولی در تأثیرگذاری تورم موردبحث قرار می‌گیرد.
ساختاری	ضعف ساختاری اقتصادی، وابستگی به واردات و ناکارآمدی منابع، اثرات تورمی پایه پولی را تشدید می‌کند.	عوامل محیطی و ساختاری در تأثیر تورم در نظر گرفته می‌شود.	تأکید بیشتری بر عوامل ساختاری و اصلاحات اقتصادی در این دیدگاه وجود دارد.
نهادگرایان	عملکرد بانک مرکزی و هماهنگی نهادی بر تورم و اثرگذاری مصارف پایه پولی نقش کلیدی دارد.	نقش سیاست‌گذاری و تعامل نهادی میان دیدگاه‌ها موردتأیید است.	تأیید بر شفافیت، استقلال بانک مرکزی و ظرفیت نهادی در کاهش اثرات تورمی به طور خاص برجسته است.

منبع: یافته‌های پژوهش

این پژوهش، ازآن‌جهت که با تمرکز بر اجزای مصارف پایه پولی، نظیر اسکناس و ذخایر بانکی، نشان می‌دهد که هماهنگی نهادی و سیاست‌گذاری مؤثر می‌توانند فشارهای تورمی را کاهش داده و به ثبات اقتصادی کمک کنند. یافته‌های بلندمدت پژوهش نشان می‌دهند که رشد تولید ناخالص داخلی در کنار مدیریت صحیح اجزای پایه پولی، می‌تواند تعادل میان رشد اقتصادی و تورم را ایجاد کند و ازآنجایی‌که دیدگاه نهادگرایان بر اهمیت بانک مرکزی، شفافیت نهادی، استقلال و تعامل میان نهادهای اقتصادی در مدیریت تورم تأکید دارد و از سوی دیگر، دیدگاه ساختاری به تأثیر ضعف‌های زیرساختی اقتصادی، وابستگی به واردات و ناکارآمدی در توزیع منابع در تشدید اثرات تورمی پایه پولی می‌پردازد به دیدگاه نهادگرایان و ساختاری نزدیک است. ترکیب این دو دیدگاه در این پژوهش به ارائه تحلیل جامعی از اثرات پایه پولی بر تورم، چه در کوتاه‌مدت و چه بلندمدت، منجر شده است. چارچوب تحلیلی ارائه‌شده برای سیاست‌گذاران اقتصادی بسیار ارزشمند است و می‌تواند به طراحی سیاست‌های مؤثر برای تقویت رشد اقتصادی و کنترل تورم کمک کند.

۲-۱-۳. مکانیسم‌های انتقال پولی

در اقتصاد کلان، سیاست‌های پولی از طریق مکانیسم‌های انتقال بر متغیرهای واقعی و اسمی اقتصاد تأثیر می‌گذارند. این فرایند شامل کانال‌های مختلفی است که تأثیرات ناشی از تغییرات در پایه پولی و نقدینگی را به متغیرهایی مانند تولید، تورم، نرخ بهره، نرخ ارز و سرمایه‌گذاری منتقل می‌کند.

۱. کانال نرخ بهره: کانال نرخ بهره به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین و شناخته‌شده‌ترین مکانیسم‌های انتقال پولی مطرح است. هنگامی‌که بانک مرکزی سیاست پولی انبساطی اعمال می‌کند، پایه پولی افزایش‌یافته و نقدینگی در اقتصاد بیشتر می‌شود. این امر منجر به کاهش نرخ بهره می‌شود، زیرا عرضه پول افزایش‌یافته و هزینه تأمین مالی

کاهش پیدا می‌کند. درنتیجه، کاهش نرخ بهره باعث افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف می‌شود که به رشد تولید و تقاضای کل منجر می‌گردد. در مقابل، سیاست‌های پولی انقباضی با کاهش پایه پولی و افزایش نرخ بهره، منجر به کاهش تقاضای کل و کنترل تورم می‌شود (Mishkin, 2019).

۲. *کانال نرخ ارز:* در نظام‌های نرخ ارز انعطاف‌پذیر، سیاست‌های پولی از طریق تغییرات نرخ بهره داخلی نسبت به خارجی می‌توانند نرخ ارز را تحت‌تأثیر قرار دهند. به طور مثال، کاهش نرخ بهره داخلی می‌تواند باعث کاهش ارزش پول ملی شود که این امر رقابت‌پذیری صادراتی کشور را افزایش داده و درنتیجه صادرات را تقویت می‌کند (توکلی و همکاران، ۱۳۹۴). در مقابل، نرخ بهره بالاتر باعث تقویت ارزش پول ملی شده و واردات را تشویق می‌کند، اما به تولید داخلی فشار وارد می‌آورد (Blanchard, 2017).

۳. *نظریه q توبین:* این نظریه بر رابطه میان قیمت دارایی‌ها و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأکید دارد. طبق نظریه توبین، کاهش نرخ بهره می‌تواند ارزش بازار دارایی‌ها را افزایش دهد و نسبت q (ارزش بازار دارایی‌ها به هزینه جایگزینی آن‌ها) را بالاتر ببرد. هنگامی‌که نسبت q افزایش می‌یابد، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جدید جذاب‌تر می‌شود و تولید افزایش پیدا می‌کند. این اثر در سیاست‌های پولی انبساطی بارزتر است (Tobin, 1969).

۴. *اثر ثروت بر مصرف (اثر تراز حقیقی):* این اثر نشان می‌دهد که تغییر در ارزش دارایی‌های مالی افراد، مانند سهام و املاک، می‌تواند مصرف خانوارها را تحت‌تأثیر قرار دهد. در سیاست‌های پولی انبساطی که ارزش دارایی‌ها افزایش می‌یابد، احساس ثروت بیشتر موجب افزایش مصرف و تقاضای کل می‌شود. برعکس، در سیاست‌های انقباضی که ارزش دارایی‌ها کاهش پیدا می‌کند، مصرف نیز کاهش می‌یابد (Mishkin, 2019).

۵. *کانال اعتبار:* این کانال بر نقش دسترسی به وام و اعتبارات مالی در اقتصاد تأکید دارد. سیاست‌های پولی انبساطی با تسهیل دسترسی به اعتبارات و کاهش هزینه‌های وام، سرمایه‌گذاری و مصرف را افزایش می‌دهند. در مقابل، سیاست‌های انقباضی محدودیت‌هایی در اعتبارات ایجاد کرده و فعالیت‌های اقتصادی را کاهش می‌دهند. کانال اعتبار به‌ویژه در اقتصادهایی که بانک‌ها نقش اصلی در تأمین مالی دارند، اهمیت دارد (Branjaki & Getler, 1995). رشد پایه پولی و نقدینگی از طریق این کانال‌ها می‌تواند بر متغیرهایی همچون تولید واقعی و تورم اثرگذار باشد؛ اما اگر نوسانات در نقدینگی یا اعطای اعتبارات کنترل نشود، ممکن است بی‌ثباتی اقتصادی، تورم بالا و کاهش تولید ایجاد شود. این نوسانات همچنین انتظارات تورمی را تقویت کرده و تصویر کلی اقتصاد را تضعیف می‌کنند که به کاهش فرصت‌های رشد پایدار منجر می‌شود (Walsh, 2003).

۲-۱-۴. تحلیل نقش پایه پولی و نظریات اقتصادی در تأثیرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی

در اقتصاد پولی، بررسی و تحلیل رابطه بین متغیرهای واقعی اقتصاد، مانند تولید واقعی، نرخ بهره واقعی، اشتغال و نرخ ارز واقعی و متغیرهای اسمی، مانند نرخ تورم، نرخ بهره اسمی، نرخ ارز اسمی و عرضه پول در سطح کلان انجام می‌شود. لوکاس (۱۹۷۹) با ارائه مبانی نظری در الگوی نوسانات اقتصادی نشان داد که پول می‌تواند به عنوان عامل تغییرات در تولید واقعی محسوب شود. او در مطالعه خود از این چارچوب برای نشان دادن چگونگی تأثیرات موقت ناشی از انبساط پولی استفاده کرده است. ظهور نظریه ادوار تجاری واقعی در طول دهه ۱۹۸۰ و

اوایل دهه ۱۹۹۰ با مطالعه کید لند و پرسکات[1] (۱۹۸۲) آغاز شد. این الگوها تمرکز خود را بر عوامل غیر پولی، مانند تکانه‌های فنی و مالی و مخارج دولت، در ایجاد ادوار تجاری قراردادند. این مطالعات به‌نوعی اقتصاد کلان را از اقتصاد پولی جدا می‌کردند (Walsh, 2003). پایه پولی در ادبیات اقتصادی به‌عنوان پول پرقدرت شناخته می‌شود، زیرا با ورود به مجرای ضریب فزاینده پولی، منجر به خلق پول و افزایش قابل‌توجه عرضه پول می‌شود. حجم پول و نقدینگی تحت‌تأثیر دو عامل پایه پولی و ضریب فزاینده قرار دارند؛ بنابراین، هر عاملی که پایه پولی و ضریب فزاینده را تغییر دهد، حجم پول و نقدینگی را نیز در اقتصاد تغییر می‌دهد (درگاهی، هادیان، ۱۳۹۶).

۲-۱-۵. نقش استقلال بانک مرکزی در مدیریت پایه پولی و کنترل تورم

طبق مکانیسم انتقال پولی، کانال‌های مختلفی مانند نرخ بهره، نرخ ارز، نظریه q توبین سرمایه‌گذاری، اثر ثروت بر مصرف (اثر تراز حقیقی) و کانال اعتبار، در رشد حجم پول و پایه پولی تأثیرگذار هستند. این رشد بر متغیرهای تولید و تورم اثر می‌گذارد. نوسانات بالا در نرخ رشد نقدینگی، اعطای اعتبارات، قیمت دارایی‌های مختلف (مانند سکه و مسکن) و رشد حباب گونه شاخص کل بازار سهام، نشانگر عدم ثبات پولی و اعتباری و نوسان در نرخ تورم و تولید واقعی هستند. این نوسانات در سطح کلان اقتصاد بر انتظارات آینده و تصویر کلی اقتصاد تأثیر منفی می‌گذارند و فرصت‌های رشد بالاتر و باثبات‌تر را محدود می‌کنند (کمیجانی و علی‌نژاد مهربانی، ۱۳۹۱).

پایه پولی بخشی از کل عرضه پول است که از بالاترین میزان نقدشوندگی برخوردار است. از آنجا که هرگونه افزایش در پایه پولی موجب افزایش چندبرابری حجم پول در اقتصاد از طریق ضریب فزاینده پولی می‌شود، این متغیر به‌عنوان «پول پرقدرت» شناخته می‌شود. بر اساس دیدگاه کوکرمن (۱۹۹۲)[2]، استقلال نسبی سیاست‌های پولی و کنترل پایه پولی توسط بانک مرکزی، ابزاری بنیادین برای حفظ ارزش پول ملی و دستیابی به ثبات اقتصادی محسوب می‌شود. با این حال، عرضه پول صرفاً یک متغیر برون‌زا نیست که به‌طور کامل توسط بانک مرکزی تعیین گردد؛ بلکه درون‌زایی عرضه پول نیز می‌تواند نقش مهمی در کارایی سیاست‌های پولی ایفا کند. مطابق با نظریه‌های پولی مدرن، به‌ویژه در چارچوب دیدگاه‌های پساکینزی، عرضه پول مفهومی کاملاً برون‌زا تلقی نمی‌شود، بلکه تا حد زیادی درون‌زا بوده و به نیازهای اعتباری اقتصاد وابسته است. به بیان دیگر، بانک‌ها به‌عنوان واسطه‌های مالی، بر اساس تقاضای اعتبار از سوی بخش‌های خصوصی و دولتی، نقش تعیین‌کننده‌ای در فرآیند خلق پول دارند (Lavoie, 2009).

استقلال نسبی بانک مرکزی در اعمال سیاست‌های پولی برای کنترل پایه پولی و مدیریت نقدینگی از اهمیت زیادی برخوردار است. این استقلال نه‌تنها به حفظ ارزش پول ملی بلکه به جلوگیری از تورم افسارگسیخته و حفظ ثبات اقتصادی کمک می‌کند (Cukierman, 1992). پسا کینزی‌ها استدلال می‌کنند که عرضه پول نتیجه تقاضا برای پول است و بانک مرکزی در واقع نرخ بهره را هدف‌گذاری می‌کند تا بازارهای مالی و اقتصاد کلان را مدیریت کند. به عبارتی، کنترل مستقیم بانک مرکزی بر حجم پول محدود است و بیشتر از طریق ابزارهایی نظیر نرخ بهره و تنظیمات اعتباری تأثیرگذار است (Moore, 1988).

---

1. Kydl& & prescott (1982)
2. Cukierman (1992)

یکی از مهم‌ترین و کارآمدترین ابزارهای سیاست پولی، عملیات بازار باز است که نقش کلیدی در مدیریت نقدینگی، کنترل تورم و حفظ ثبات اقتصادی ایفا می‌کند. این عملیات شامل خریدوفروش اوراق‌قرضه دولتی توسط بانک مرکزی است و به‌عنوان یک ابزار اصلی برای تنظیم پایه پولی و حجم پول در اقتصاد به کار می‌رود. در هنگام خرید اوراق‌قرضه دولتی توسط بانک مرکزی، پول جدید به اقتصاد تزریق می‌شود که به افزایش پایه پولی و نقدینگی منجر می‌شود. این سیاست معمولاً در شرایطی اجرا می‌شود که اقتصاد نیاز به تحریک تقاضای کل و افزایش تولید دارد. به‌عبارت‌دیگر، خرید اوراق توسط بانک مرکزی باعث کاهش نرخ بهره و تسهیل اعتباری می‌شود که درنتیجه آن سرمایه‌گذاری و مصرف تحریک‌شده و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد (خلوصی صادق و همکاران، ۱۴۰۲). از سوی دیگر، در زمان فروش اوراق‌قرضه دولتی توسط بانک مرکزی، نقدینگی از اقتصاد خارج می‌شود و پایه پولی کاهش می‌یابد. این سیاست معمولاً در شرایطی اجرا می‌شود که اقتصاد با تورم بالا مواجه است و نیاز به کاهش فشار تقاضا دارد. فروش اوراق‌قرضه باعث افزایش نرخ بهره و کاهش دسترسی به اعتبارات می‌شود که درنهایت منجر به کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری و کنترل تورم می‌شود. به‌طورکلی، عملیات بازار باز به بانک مرکزی این امکان را می‌دهد که با انعطاف‌پذیری، سیاست‌های پولی را مطابق با شرایط اقتصادی و اهداف کلان اقتصادی تنظیم کند. این ابزار از طریق تأثیرگذاری مستقیم بر پایه پولی و حجم پول، نقش مهمی در کنترل تورم، مدیریت نقدینگی و تقویت رشد اقتصادی ایفا می‌کند. هماهنگی این سیاست‌ها با دیگر ابزارهای پولی و مالی، می‌تواند تأثیرگذاری آن را بیشتر کرده و ثبات و تعادل اقتصادی را تضمین کند (Duan van, 2020).

پایه پولی به‌عنوان یکی از ابزارهای اصلی سیاست‌های پولی، شامل اجزایی همچون اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی است. این اجزا به طور مستقیم بر نقدینگی و تورم در اقتصاد تأثیرگذار هستند. اسکناس و مسکوک پول نقدی است که در دست مردم قرار دارد و در معاملات روزمره استفاده می‌شود، درحالی‌که ذخایر بانک‌های تجاری شامل ذخایر قانونی، اضافی و احتیاطی است که به‌عنوان پشتوانه سیستم بانکی عمل می‌کنند. مدیریت صحیح پایه پولی توسط بانک مرکزی نقش کلیدی در حفظ ثبات اقتصادی، کنترل تورم و هدایت نقدینگی ایفا می‌کند و از طریق سازوکارهای مختلف بر رشد اقتصادی و حفظ ارزش پول ملی اثر می‌گذارد (Nicole, 2024).

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

تحقیقات انجام‌شده در زمینه پایه پولی و سیاست‌های پولی نقش بسیار مهمی در درک پویایی‌های اقتصادی ایفا کرده‌اند. این مطالعات باتکیه‌بر نظریات کلیدی همچون نظریه مقداری پول و دیدگاه پسا کینزی‌ها، ابزارهای سیاست پولی را به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین راهکارهای مدیریت تورم، تنظیم نقدینگی و دستیابی به رشد اقتصادی معرفی کرده‌اند. در این بخش، به‌مرور تحقیقات پیشین پرداخته می‌شود تا چارچوب نظری و تجربی پژوهش حاضر مشخص شود و جایگاه آن در ادبیات علمی آشکار گردد. بررسی پیشینه پژوهش علاوه بر ایجاد بستری برای تحلیل دقیق‌تر، امکان شناسایی نقاط قوت و ضعف تحقیقات گذشته را فراهم می‌کند و به درک بهتر موضوع کمک می‌کند.

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

جدول ۲: مطالعات داخلی

سال	نویسندگان	موضوع مطالعه	روش تحقیق	یافته‌ها
۱۴۰۳	اللهی و همکاران	اثر سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی	ARDL	سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی مؤثر هستند.
۱۴۰۳	رفیعی و همکاران	شبیه‌سازی آثار سیاست‌های پولی بر بازارهای مالی ایران	رویکرد پویایی سیستم	تأمین کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی، منجر به رشد نقدینگی و تشدید تورم شده و ساختار بازارهای مالی را به نفع فعالیت‌های غیرمولد تغییر می‌دهد.
۱۴۰۲	آسایش و همکاران	بررسی عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران با تأکید بر همه‌گیری کووید ۱۹	ARDL ECM	نقدینگی و نرخ ارز واقعی تأثیر مثبت و معناداری بر تورم داشته‌اند همچنین مخارج دولت اثر ضد تورمی داشته و موجب کاهش تورم شده است و نیز درآمد سرانه نیز تأثیر منفی بر تورم داشته است.
۱۴۰۲	مهر آرا و همکاران	بررسی رابطه اجزای پایه پولی با تولید و تورم در ایران	ARDL	بدهی بانک‌های تجاری و بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی تأثیر مثبت و معناداری بر تورم دارند.
۱۴۰۳	تراب‌نژاد و همکاران	به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی مداخله‌جویانه بانک مرکزی بر ریسک‌پذیری بانک‌های تجاری با استفاده از داده‌های ۱۵ کشور پرداختند.	روش رگرسیون کوانتایل و حالت فضا	سیاست‌های پولی و ارزی با ریسک نقدینگی رابطه مثبت دارند. همچنین، آغاز تحریم‌ها منجر به افزایش ریسک نقدینگی بانک‌ها شده و تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر بانک‌های بزرگ‌تر بیشتر بوده است. در مقابل، بانک‌های کوچک‌تر احتمال ورشکستگی کمتری دارند.
۱۴۰۲	گرایی‌نژاد و همکاران	بررسی اثر مداخله بانک مرکزی بر سودآوری بانک‌های تجاری و تورم	STR	مداخله بانک مرکزی تأثیری منفی بر سودآوری بانک‌ها و تأثیر مثبت بر تورم داشته است.
۱۴۰۱	باقرپور اسکویی و شاکری	بررسی رابطه علی میان اجزای نقدینگی و تورم در ایران.	تبدیل موجک پیوسته.	تورم در ایران صرفاً پدیده‌ای پولی نیست و نقدینگی درون‌زا است.
۱۴۰۰	غفاری‌فرد و همکاران	مدل‌سازی تأثیر نقدینگی با محوریت پایه پولی بر تورم در ایران.	پویایی‌شناسی سیستم‌ها	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و کسری بودجه دولت از طریق افزایش پایه پولی منجر به افزایش تورم شده است.
۱۴۰۰	بیابانی و همکاران	بررسی قاعده سیاست پولی بانک مرکزی ایران در خصوص نرخ ارز و پایه پولی.	مدل انتقال رژیم مارکف.	سیاست پولی منعطف نسبت به شرایط اقتصادی تأثیرات متفاوتی بر نرخ ارز و تورم دارد.
۱۳۹۸	بالا جاده و همکاران	تحلیل رابطه میان رشد پایه پولی و تورم در ایران.	روش موجک و تحلیل همدوستی	رشد پایه پولی در میان‌مدت و بلندمدت رابطه مستقیم با تورم دارد.
۱۳۹۷	علائی و بختیاری	بررسی اثرات آستانه‌ای پول پرقدرت بر تورم	مدل لجستیکی غیرخطی.	افزایش درآمد به‌جای جبران از طریق تولید، از طریق افزایش تورم جبران شده است.
۱۳۹۶	درگاهی و هادیان	بررسی آثار تکانه‌های پولی ناشی از ضریب فزاینده و پایه پولی بر نوسانات اقتصادی	مدل تعادل عمومی پویای تصادفی	کاهش نسبت ذخیره قانونی باعث افزایش تورم و رشد خفیف تولید می‌شود.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

جدول ۳: مطالعات خارجی

سال	نویسندگان	موضوع مطالعه	روش تحقیق	یافته‌ها
۲۰۲۵	جیکوم، ناگورا[1]	بررسی تأثیر سیاست‌های هدف‌گذاری تورم در کشورهای باسابقه تورم بالا	مدل‌های اقتصاد کلان و تحلیل داده‌های تاریخی	سیاست‌های پولی تهاجمی‌تر برای کنترل تورم در کشورهای باسابقه تورم بالا ضروری است.
۲۰۲۴	لندی، ترابا[2]	تحلیل تأثیر سیاست‌های پولی بر تورم و شوک‌های اقتصادی بسا کووید	مدل‌های غیرخطی و دادهای سری زمانی	سیاست‌های پولی سخت‌گیران می‌توانند تورم را کاهش دهند، اما اثرات نامتقارن دارند.
۲۰۲۳	کاپل و همکاران[3]	بررسی چالش‌های ثبات مالی و کنترل تورم در شرایط تورم بالا	تحلیل سیاست‌های کلان احتیاطی و مداخلات ارزی	مدیریت نقدینگی و سیاست‌های کلان احتیاطی می‌توانند به کاهش تورم و حفظ ثبات مالی کمک کنند.
۲۰۲۳	اشانبل، ایزابل[4]	بررسی رابطه اسکناس در جریان و سپرده‌های بانکی با تورم در منطقه یورو	تحلیل داده‌های سری زمانی و مدل‌های اقتصاد کلان	افزایش اسکناس در جریان و سپرده‌های بانکی منجر به افزایش تورم در منطقه یورو شد.
۲۰۲۲	قره‌گزلی ولی[5]	بررسی رابطه بین پایه پولی در دوران همه‌گیری کرونا	مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	رشد پایه پولی در دوران کرونا منجر به افزایش نرخ تورم شد.
۲۰۲۱	آتینا، بالاتی[6]	بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر تورم و نقش عوامل خارجی در تغییرات توری	تحلیل داده‌های سرس زمانی و مدل‌های اقتصاد کلان	جهانی‌شدن موجب تغییر در فرایند شکل‌گیری تورم و اثرگذاری عوامل خارجی بر تورم شده است.
۲۰۲۱	کارل ویلان[7]	بررسی نقش بانک‌های مرکزی در مدیریت تورم و تأثیر ذخایر بانک‌های تجاری بر فرایند تورم.	تحلیل‌های اقتصاد کلان و مدل‌های نظری	ذخایر بانک‌های تجاری می‌توانند از طریق تغییرات در نرخ بهره کوتاه‌مدت و سیاست‌های پولی غیرمتعارف، بر تورم تأثیر بگذارند.
۲۰۲۰	وان[8]	تحلیل رابطه بین عرضه پول، تورم و رشد اقتصادی در ویتنام و چین	مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	افزایش عرضه پول منجر به رشد تولید و تورم در این کشورها شده است.
۲۰۱۹	سان یومی[9]	بررسی رابطه سرعت گردش اسکناس و مسکوک در جریان با تورم در چین	تحلیل داده‌ای سری زمانی و مدل‌های اقتصاد کلان	افزایش سرعت گردش اسکناس و مسکوک در جریان منجر به افزایش تورم در دوره‌های خاصی شده است.
۲۰۱۴	تان همکاران[10]	بررسی تأثیرات نامتقارن سیاست‌های پولی در کشورهای آ سه آن	مدل چرخش مارکوف و داده‌های سری زمانی	سیاست‌های پولی انبساطی به‌تدریج اثرات کمتری بر تولید داشته و بیشتر به افزایش تورم منجر شده است.
۲۰۰۹	کرکویرا[11]	تحلیل برون‌زایی عرضه پول در برزیل	آزمون‌های همگرایی یوهانسن و داده‌های ماهیانه	رابطه علیت یک‌طرفه از چپ به تورم وجود دارد و سیاست‌های پولی مستقل اجرا شده‌اند.

1. Jacome & nagura (2025)
2. Linde & Traba (2024)
3. Capell et al. (2023)
4. Schna bel & Isabel (2023)
5. Ghara Gozli Vali (2022)
6. Attna & Balatti (2021)
7. Carl Whelan (2021)
8. Van (2020)
9. Sun Yuemei (2019)
10. Tan et al. (2014)
11. Corkuera 2009

۲۰۰۷	سوگو و یدا[2]	بررسی تأثیر سیاست پولی بر تورم و سیکل‌های تجاری در ژاپن	مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[1]	تکانه‌های سیاست پولی می‌توانند نرخ تورم پایدار کنند، اما تأثیر کمی بر تولید دارند.
۲۰۰۶	ویمتینا[3]	به تحلیل مکانیسم سیاست پولی در روسیه	روش حداقل مربعات معمولی (OLS)	عرضه پول در روسیه درون‌زا بوده و کنترل نرخ بهره ابزار مؤثری برای کنترل تورم است.

۲-۳. نوآوری پژوهش

در پژوهش‌های پیشین، تمرکز عمده بر تأثیر کلی پایه پولی و متغیرهای پولی بر تورم و رشد اقتصادی بوده است. هرچند مطالعاتی به بررسی نقش پایه پولی پرداخته‌اند، تحلیل تفکیکی اجزای مصارف پایه پولی، ازجمله اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، کمتر موردتوجه قرار گرفته است. به‌ویژه، نقش هر یک از این اجزا در ایجاد فشار تورمی و چگونگی تعامل آن‌ها با تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان یک متغیر کمکی، هنوز در ادبیات علمی جای بررسی دقیق‌تری دارد. به‌علاوه، بسیاری از تحقیقات به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی به‌صورت کلی پرداخته‌اند، اما شکاف عمده‌ای در تحلیل تأثیر دینامیکی اجزای مصارف پایه پولی بر تورم، به‌ویژه با استفاده از مدل‌های پویا مانند خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، وجود دارد. این روش امکان تحلیل روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌کند، اما به طور محدود در مطالعاتی که به این حوزه مرتبط هستند، به‌کارگرفته‌شده است. این در حالی است که بازه زمانی (۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲) و استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده در مطالعه حاضر، فرصت خوبی برای پر کردن این خلأ فراهم می‌کند. درنهایت، تأثیر متغیرهای کمکی مانند تولید ناخالص داخلی بر تورم، در تعامل با اجزای مصارف پایه پولی، کمتر در نظر گرفته شده است. تحقیق حاضر نه‌تنها به تحلیل دقیق اجزای مصارف پایه پولی می‌پردازد، بلکه نقش تسهیل‌کننده تولید ناخالص داخلی در انتقال اثرات این اجزا به تورم را بررسی می‌کند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه، برای بررسی تأثیر اجزای مصارف پایه پولی (اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی) و تولید ناخالص داخلی بر تورم طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲، از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده است. این روش، به دلیل توانایی آن در تحلیل روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها، انتخاب‌شده است (Pesaran & Shin, 1999). مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده به طور خاص برای داده‌های سری زمانی که متغیرها در سطوح مختلف مانایی هستند I(0) یا I(1) مناسب است و نیازی به ایستایی کامل همه متغیرها ندارد (محمدی، ۱۳۹۰). این تحقیق، در دسته مطالعات توصیفی قرار می‌گیرد، زیرا به بررسی روابط میان عوامل مختلف در شرایط موجود می‌پردازد. از روش همبستگی برای تحلیل ارتباط میان متغیرها استفاده‌شده و به دلیل تمرکز بر داده‌ها و وقایع گذشته، به‌عنوان یک مطالعه پس رویدادی

1. Dynamic dtochastic General Equilibrium
2. Sogo & Yeda (2007)
3. Wimettina (2006)

شناخته می‌شود. در این تحقیق از روش (ARDL) که به‌وسیلهٔ پسران و شین (۱۹۹۵) ارائه‌شده است. برای برآورد مدل مطرح‌شده توسط اوددکان و رانه[1] (۲۰۰۴) و مطالعه کاسا[2] (۲۰۰۵) استفاده‌شده است. استفاده از این الگو دارای چند مزیت است. اول اینکه لازم نیست همه متغیرها از درجه هم جمعی یکسانی برخوردار باشند. همچنین افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به‌منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌کنند. این رویکرد امکان بررسی مسئله هم جمعی را هنگامی‌که داده‌های سری زمانی پایا نیستند، فراهم می‌آورد. استفاده از مدل‌هایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از مدل شوند، موردتوجه قرار گرفتن است. مدل پویا مدلی است که در آن وقفه‌های متغیرها، مانند رابطه زیر وارد شوند (خلوصی صادق و همکاران، ۱۴۰۲).

$$Y_t = \alpha x_t + bX_{t-1} + CY_{t-1} + u_t \qquad (۱)$$

پسران و همکاران (۲۰۰۱) نشان دادند که اگر بردار هم جمعی به‌وسیله روش حداقل مربعات در یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به‌صورت دقیق مشخص‌شده باشند، به دست آید، برآوردگر حداقل مربعات دارای توزیع نرمال خواهد شد و در نمونه‌های کوچک، اریب کمتری خواهد داشت و از کارایی بیشتری برخورد دار خواهد بود.

$$\begin{aligned} A(L.P)Y_t &= \sum_{i=1}^{K} \beta_i (L.q_t)X_t + \omega w_t + u_t \\ A(L.P) &= 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \cdots - \alpha_P L^P \\ \beta_i(L.q_i) &= \beta_{i0} + \beta_{i1} L^2 + \cdots + \beta_{iq} L^P \qquad i = 1.2.3.\cdots.k \end{aligned} \qquad (۲)$$

در این مدل، L به‌عنوان عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول معرفی‌شده که وظیفه ایجاد وقفه‌های زمانی را ایفا می‌کند. W_t به شکل برداری $s\times1$ تعریف می‌شود که نشان‌دهنده متغیرهای قطعی مانند عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت است. نماد Y_t برای نمایش متغیر وابسته مدل به کار می‌رود، در حالیکه x_t بردار متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مدل را مشخص می‌کند. K نشان‌دهنده تعداد متغیرهای توضیحی استفاده‌شده در مدل است و Q تعداد وقفه‌های بهینه اختصاص داده‌شده به هر متغیر توضیحی را نشان می‌دهد. نهایتاً، Pتعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیر وابسته را تعیین می‌کند.

فرم کلی مدل این پژوهش بر اساس مطالعه احمدی (۱۳۹۰)، برای بررسی اثرات سیاست‌های پولی بر تورم، به‌صورت زیر می‌باشد:

$$INF = f(GDP.CIC.CBR) \qquad (۳)$$

در این پژوهش، مدل با درنظرگرفتن عرض از مبدأ و بدون لحاظ‌کردن روند، به شکل زیر تعریف شده است.

$$LogINF = \beta_0 + \beta_1 INF_{t-1} + \beta_2 Log\, CIC_t + \beta_3\, GDP_t + \beta_4\, CBR_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که در آن LogINF لگاریتم کالا و خدمات مصرفی (تورم)، GDP تولید ناخالص داخلی، LogCIC اسکناس و مسکوک در جریان و CBR ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی است. در فرایند برآورد الگو، داده‌های

1. Odedokun & Rana (2004)
2. Kasa (2005)

متغیرهای اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، از بانک اطلاعاتی سری زمانی و داده‌های متغیر تورم، از مرکز آمار رسمی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و داده‌های تولید ناخالص داخلی از بانک جهانی گردآوری شده‌اند. نتایج پژوهش کاربردی بوده و می‌تواند در تحلیل‌های منطقه‌ای و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مورداستفاده قرار گیرد.

تصریح عمومی الگوی ARDL برای مدل تحقیق حاضر به‌صورت زیر است:

$$\Delta LogINF_T = \alpha_0 + \mu_1 LogINF_{t-i} + \mu_2 LogCIC_{t-i} + \mu_3 CBR_{t-i} + \mu_4 GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^{s} \lambda_i \, \Delta LogINF_{t_i} + \sum_{i=1}^{a} \pi_i \, \Delta LogCIC_{t_i} + \sum_{i=1}^{b} \rho_i \, \Delta CBR_{t_i} + \sum_{i=1}^{z} \rho_i \, \Delta GDP_{t_i} + \varepsilon_t \quad (۵)$$

در معادله (۵) ضرایب $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$: بلندمدت هستند و فرضیه‌های مدل عبارت است از:

$$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$$

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = 0 \quad (۶)$$

$$H_1 \neq 0$$

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آمار توصیفی

برای آشنایی دقیق‌تر با متغیرهای مدل پژوهش، آمار توصیفی این متغیرها در قالب جدول زیر تنظیم و ارائه گردیده است. قبل از برآورد الگو، ابتدا آزمون ریشه واحد متغیرها انجام می‌شود. بدین منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر (ADF) استفاده‌شده است. نتایج حاصله در جدول ۵ و ۶ آمده است.

جدول ۴ : آمار توصیفی متغیرها

متغیر	لگاریتم تورم	لگاریتم اسکناس و مسکوک	ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی	تولید ناخالص داخلی
میانگین	۳/۰۰۸	۴/۵۴۹	۱۵۶۱۰۳/۶	۱۳۰۳۹۲۲۴
میانه	۳/۰۰۰	۴/۴۷۷	۵۰/۴۱۷۹۳/۵۰	۲۰۴۲۷۶۵
حداکثر	۳/۸۹۹	۷/۴۱۴	۸۸۹۶۸۷/۶	۳۵۹۷۱۵۲۰
حداقل	۲/۱۹۷	۰/۶۹۳	۱۰۷۶/۶۰	۴۰۱۰۷/۴۰
انحراف معیار	۰/۵۰۸	۱/۹۲۶	۲۳۶۲۴۷/۶	۱۴۶۶۳۱۳۵
چولگی	۰/۲۳۴	۲/۷۶۰	۱/۷۹۵	۰/۴۰۲
کشیدگی	۱/۹۹۴	-۰/۵۲۷	۵/۳۵۰	۱/۳۰۰
تعداد مشاهدات	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. آزمون پایایی

بر اساس نتایج آزمون پایایی، متغیرهای لگاریتم تورم و لگاریتم اسکناس و مسکوک در جریان، با آماره‌های t برابر با ۳/۳۴- و ۳/۲۷- و سطح احتمال ۰/۰۲، در سطح مانا قرار دارند و می‌توانند به طور مستقیم در مدل‌سازی‌های اقتصادی استفاده شوند. بااین‌حال، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی و تولید ناخالص داخلی، به ترتیب با آماره‌های t برابر با ۲/۰۶- و ۰/۴۲- و سطوح احتمال ۰/۲۵ و ۰/۸۹، نا مانا تشخیص داده شدند که نشان‌دهنده نیاز به اصلاح آن‌ها برای استفاده در تحلیل‌های اقتصادی است. برای تضمین صحت و اعتبار مدل‌سازی‌ها، آزمون پایایی این متغیرها با یک‌بار تفاضل گیری انجام می‌شود تا مانایی لازم حاصل شود.

بر اساس نتایج آزمون پایایی انجام‌شده پس از یک‌بار تفاضل‌گیری، متغیرهای ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی و تولید ناخالص داخلی به مانایی دست‌یافته‌اند. به طور مشخص، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی با آماره t معادل ۵/۴۸- و سطح احتمال ۰/۰۰ و تولید ناخالص داخلی با آماره t معادل ۵/۶۲- سطح احتمال ۰/۰۰، به‌صورت معناداری مانا تشخیص داده شدند. این نتایج بیانگر اثربخشی فرایند تفاضل‌گیری در برطرف کردن نامانایی متغیرها است؛ بنابراین، متغیرهای یاد شده پس‌ازاین فرایند، قابل‌استفاده در مدل‌های اقتصادسنجی و تحلیل‌های کمی بوده و چارچوب معتبری برای استنتاج نتایج فراهم می‌کنند.

جدول ۵: نتایج آزمون پایایی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	آزمون پایایی در سطح			آزمون پایایی با یک‌بار تفاضل		
	آماره t	سطح احتمال	نتیجه	آماره t	سطح احتمال	نتیجه
لگاریتم تورم	۳/۳۴-	۰/۰۲	مانا	-	-	-
لگاریتم اسکناس و مسکوک در جریان	۳/۲۷-	۰/۰۲	مانا	-	-	-
ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی	۲/۰۶-	۰/۲۵	نامانا	۵/۴۸-	۰/۰۰	مانا
تولید ناخالص داخلی	۰/۴۲-	۰/۸۹	نامانا	۵/۶۲-	۰/۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳. آزمون هم انباشتگی

پیش از برآورد روابط بلندمدت میان متغیرها، ضروری است امکان وجود چنین روابطی موردبررسی قرار گیرد. نتایج آزمون هم انباشتگی ارائه‌شده، تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین مصارف پایه پولی و تورم را ممکن می‌کند. این آزمون برای بررسی وجود رابطه تعادلی بین متغیرها در بلندمدت استفاده می‌شود و آماره F محاسباتی نقش مهمی در تأیید این روابط دارد. برای این منظور، از آزمون کرانه‌ها استفاده می‌شود که فرضیه صفر در این آزمون بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است. نتایج آزمون کرانه‌ها، همان‌طور که در جدول (۶) نشان‌داده‌شده است، حاکی از آن است که مقدار آماره آزمون برابر با ۱۴/۰۲ است که از مقادیر بحرانی برای سطوح مختلف احتمال (مثلا ۳/۵۳ برای ۱۰ درصد، ۴/۱۹ برای ۵ درصد و ۵/۸۱ برای ۱ درصد) بزرگ‌تر بوده است.

براین‌اساس، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها تأیید می‌شود؛ به عبارت دیگر، این یافته نشان‌دهنده وجود یک بردار هم انباشتگی بین تورم و مصارف پایه پولی است. متغیرهای اسکناس و مسکوک در جریان، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، به طور معناداری در بلندمدت با تورم مرتبط هستند. همچنین، بررسی این روابط نشان می‌دهد که متغیرهای مدل پس از آزمون پایایی و تحلیل‌های لازم، دارای یک بردار هم انباشتگی بوده و قابل‌استفاده در مدل‌های اقتصادسنجی هستند.

جدول ۶: نتایج آزمون هم انباشتگی

۰/۱۰		۰/۰۵		۰/۰۱		F محاسباتی
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
۲/۶۱	۳/۵۳	۳/۱۶	۴/۱۹	۴/۴۲	۵/۸۱	۱۴/۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴. آزمون تعیین وقفه بهینه

انتخاب وقفه بهینه برای مدل بسیار حائز اهمیت است، زیرا تأثیر قابل‌توجهی بر دقت برآوردها و نتایج مدل خواهد داشت. طول وقفه مناسب، تضمین می‌کند که اثرات پویا میان متغیرها به‌خوبی مدل‌سازی شده و از تورش و ناهمخوانی نتایج جلوگیری شود. در نمونه‌های کوچک‌تر از ۱۰۰ مشاهده، معمولاً از معیار شوارتز-بیزین استفاده می‌شود، زیرا این روش به حفظ درجه آزادی بیشتر کمک می‌کند (نوفرستی، ۱۴۰۰). بر اساس این آزمون، وقفه یک باید در برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها مورداستفاده قرار گیرد. پس از تأیید وجود رابطه هم انباشتگی میان و تعیین وقفه بهینه، مراحل نهایی برآورد الگوی ARDL اجرا می‌شود. نتایج این برآورد، شامل تخمین‌های مربوط به روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، در جدول (۸ و ۹) ارائه‌شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه

طول وقفه	شوارتز-بیزین	آکائیک	حنان- کویدن
صفر	۶۷/۱۰	۶۶/۹۲	۶۶/۹۸
یک	۶۱/۰۳	۶۰/۱۰	۶۰/۴۰
دو	۶۱/۸۸	۶۰/۲۱	۶۰/۷۵

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۵. برآورد کوتاه‌مدت

جدول ۸، نتایج برآورد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای روابط کوتاه‌مدت بین اجزای مصارف پایه پولی (شامل اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی) و متغیر تورم، با در نظر گرفتن تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر کمکی را نشان می‌دهد. این مدل، تأثیرات پویای کوتاه‌مدت را بر تورم بررسی کرده و ضرایب تفاضلی متغیرها، به همراه معناداری آن‌ها را ارائه کرده است. نتایج نشان‌دهنده

چگونگی انتقال اثرات متغیرهای مستقل بر تورم در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت است. ضرایب معنادار در این جدول نشان‌دهنده وجود تأثیرات قابل‌توجه در بازه زمانی کوتاه‌مدت بوده و نقش متغیرهای کلیدی در توضیح تغییرات تورم را آشکار می‌سازد. تورم به‌عنوان متغیر وابسته، تحت‌تأثیر متغیرهای مستقل مختلف در این مدل قرار دارد. وقفه اول تورم با ضریب مثبت ۰/۲۷ اثر افزایشی بر تورم جاری را نشان می‌دهد، اما از لحاظ آماری معناداری لازم را ندارد. این موضوع بیانگر آن است که تورم گذشته اثر فوری و قوی بر تورم جاری ندارد و احتمال اثرات تورم بیشتر در بازه‌های زمانی طولانی‌تر وجود دارد. از سوی دیگر، وقفه دوم تورم با ضریب منفی ۰/۲۶ و آماره t برابر با ۲/۱۶- اثر کاهشی معناداری بر تورم دارد. این نشان می‌دهد که افزایش تورم در وقفه دوم به تعدیل و کاهش آن در دوره جاری کمک کرده و می‌تواند به‌عنوان سازوکاری تنظیم‌کننده عمل کند. این نتایج اهمیت زمان‌بندی و تأخیر در انتقال اثرات متغیرهای اقتصادی به تورم را برجسته می‌سازد.

متغیر ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی در سطح تأثیر منفی بر تورم دارند، اما ازلحاظ آماری معنادار نیستند. این متغیر در وقفه سوم با ضریب منفی ۱/۲۵ و آماره t برابر با ۴/۶۱- تأثیر کاهنده و معناداری بر تورم نشان می‌دهد. این یافته‌ها نقش ذخایر بانکی در کنترل تورم از طریق سیاست‌های پولی را تأیید می‌کنند. وجود چنین اثر کاهنده‌ای نشان‌دهنده این است که مدیریت صحیح ذخایر بانکی می‌تواند به کاهش فشارهای تورمی و ایجاد ثبات اقتصادی کمک کند.

اسکناس و مسکوک در جریان در سطح جاری، تأثیر مثبت و معنادار بر تورم دارد و نشان‌دهنده این است که افزایش نقدینگی به طور مستقیم موجب افزایش فشارهای قیمتی می‌شود؛ اما در وقفه‌های اول و دوم، تأثیرات منفی و معنادار بر تورم مشاهده می‌شود. این یافته‌ها نقش سازگار و متوازن مدیریت نقدینگی را در کاهش تورم نشان می‌دهد. به‌ویژه در وقفه سوم، اسکناس و مسکوک با ضریب مثبت ۲/۱۱ و معنادار بر تورم، تأثیر افزایشی دارد که به تعدیل اثرات کاهنده اولیه اشاره دارد. تولید ناخالص داخلی نیز تأثیرات متفاوتی بر تورم دارد. در سطح جاری، این متغیر با ضریب مثبت ۹/۴۸ و آماره t برابر با ۳/۰۶ اثر افزایشی و معنادار بر تورم دارد که نشان‌دهنده نقش فعالیت‌های اقتصادی در رشد تقاضای کل و فشارهای قیمتی است. در وقفه دوم، تولید ناخالص داخلی نیز اثر افزایشی و معنادار بر تورم دارد، اما در وقفه سوم، تأثیر این متغیر فاقد معناداری لازم است. وجود نوسان در اثرات تولید ناخالص داخلی ممکن است ناشی از تغییرات در سیاست‌گذاری اقتصادی یا شرایط کلی اقتصاد باشد. مشخصات کلی مدل با ضریب تعیین ۰/۹۵ و آماره F محاسباتی ۱۵/۸۰ نشان‌دهنده برازش مناسب مدل است و قدرت توضیح‌دهندگی بالای آن را تأیید می‌کند. این یافته‌ها نشان‌دهنده اهمیت مدیریت صحیح متغیرهای کلیدی پایه پولی ازجمله اسکناس و مسکوک در جریان، ذخایر بانکی و تولید ناخالص داخلی است. این متغیرها نقش قابل‌توجهی در تنظیم تورم ایفا می‌کنند و سیاست‌های پولی می‌توانند از این ابزارها برای کنترل تورم و تقویت ثبات اقتصادی استفاده کنند.

درمجموع، این تحلیل تأکید بر نقش وقفه‌ها در انتقال اثرات متغیرها دارد و نشان می‌دهد که اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت در مدل‌سازی‌های اقتصادسنجی باید با دقت تحلیل شوند. سیاست‌گذاران و تحلیل‌گران اقتصادی می‌توانند از این یافته‌ها برای بهبود مدیریت نقدینگی، تنظیم تورم و برنامه‌ریزی اقتصادی استفاده کنند. این

نتایج نقش مهمی در ایجاد چارچوب علمی برای تحلیل روابط اقتصادی دارند و می‌توانند در مطالعات پیشرفته‌تر به کار گرفته شوند. بر اساس نتایج آزمون وقفه بهینه که با استفاده از معیار شوارتز-بیزین انجام گرفت. مشخص شد که بهترین وقفه برای مدل، وقفه یک است. این انتخاب تضمین می‌کند که روابط کوتاه‌مدت میان متغیرها به‌درستی مدل‌سازی شده و از تورش نتایج جلوگیری می‌شود.

جدول ۸: الگوی کوتاه‌مدت ARDL

نام متغیر		ضریب	آماره T	احتمال
تورم (متغیر وابسته)	وقفه اول	۰/۲۷	۱/۷۷	۰/۱۰
	وقفه دوم	-۰/۲۶	-۲/۱۶	۰/۰۵
ذخایر بانک‌های تجاری نزد	سطح	-۴/۸۰	-۱/۵۴	۰/۱۴
بانک مرکزی	وقفه اول	۵/۳۷	۱/۵۹	۰/۱۳
	وقفه دوم	۷/۲۰	۰/۲۴	۰/۸۰
	وقفه سوم	-۱/۲۵	-۴/۶۱	۰/۰۰
اسکناس و مسکوک در جریان	سطح	۱/۲۷	۴/۶۷	۰/۰۰
	وقفه اول	-۰/۸۸	-۲/۱۵	۰/۰۰
	وقفه دوم	-۲/۵۷	-۲/۱۴	۰/۰۵
	وقفه سوم	۲/۱۱	۲/۱۵	۰/۰۵
تولید ناخالص داخلی	سطح	۹/۴۸	۳/۰۶	۰/۰۰
	وقفه اول	-۴/۶۶	-۱/۴۴	۰/۱۷
	وقفه دوم	۲/۸۶	۲/۲۷	۰/۰۴
	وقفه سوم	-۱/۱۹	-۰/۰۸	۰/۹۳
جمله ثابت		۳/۸۶	۵/۲۷	۰/۰۰
ضریب تعیین مدل		۰/۹۵		
آماره F (احتمال)		۱۵/۸۰(۰/۰۰)		

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۶. برآورد بلندمدت

جدول (۹) نتایج برآورد مدل مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای روابط بلندمدت بین اجزای مصارف پایه پولی (شامل اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی) و تورم را نشان می‌دهد. در این تحلیل، تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر کمکی در مدل لحاظ شده است. ضرایب بلندمدت ارائه‌شده در این جدول، بیانگر تأثیر پایدار و معنادار هر یک از متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته (تورم) هستند. نتایج حاکی از آن است که چگونه تغییرات اجزای مصارف پایه پولی به طور بلندمدت می‌تواند فشار

تورمی را در اقتصاد تشدید یا تعدیل کند. این ضرایب بر اساس آزمون کرانه‌ها[1] معناداری روابط بلندمدت را تأیید می‌کنند. نتایج برآورد الگوی بلندمدت مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) اطلاعات مهمی درباره روابط میان متغیرها و تأثیرات آن‌ها بر تورم در بلندمدت ارائه می‌دهد.

اسکناس و مسکوک در جریان دارای ضریب ۰/۳۶- و آماره t برابر با ۳/۰۴- است که نشان‌دهنده تأثیر منفی و معنادار این متغیر بر تورم است. سطح احتمال ۰/۰۱ این معناداری را تأیید می‌کند. این یافته حاکی از آن است که افزایش اسکناس و مسکوک در جریان، می‌تواند منجر به کاهش تورم در بلندمدت شود که این اثر ممکن است ناشی از مدیریت صحیح نقدینگی باشد. ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی ضریب ۱/۱۳- و آماره t برابر با ۴/۱۷- دارد که بیانگر تأثیر منفی و معنادار این متغیر بر تورم است. سطح احتمال ۰/۰۰ نیز این رابطه را تأیید می‌کند. این نتیجه نشان‌دهنده نقش قابل‌توجه ذخایر بانکی در کاهش فشارهای تورمی از طریق سیاست‌های پولی مؤثر است. تولید ناخالص داخلی دارای ضریب ۵/۵۱ و آماره t برابر ۴/۴۵ است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت و معنادار این متغیر بر تورم در بلندمدت است. سطح احتمال ۰/۰۰ نیز این رابطه را تأیید می‌کند. این یافته‌ها بیانگر نقش رشد اقتصادی در افزایش تقاضای کل و درنتیجه افزایش تورم هستند. جمله ثابت مدل، ضریب ۳/۸۹ و آماره t برابر با ۱۰/۲۰ دارد که معناداری آن در سطح احتمال ۰/۰۰ تأییدشده است. این مقدار نشان‌دهنده سطح پایه‌ای تورم است که در غیاب متغیرهای مستقل در مدل وجود دارد. این نتایج نشان‌دهنده اهمیت مدیریت متغیرهای کلیدی مصارف پایه پولی مانند اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانکی برای کنترل تورم و تقویت ثبات اقتصادی هستند. همچنین، این نتایج نقش تولید ناخالص داخلی در افزایش تورم را برجسته می‌کنند که باید در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی مدنظر قرار گیرد.

در مجموع، یافته‌ها نشان می‌دهد که مصارف پایه پولی، از جمله اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک‌مرکزی، نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری تورم دارند. مدیریت بهینه نقدینگی و ذخایر بانکی می‌تواند به مهار تورم و ایجاد ثبات قیمتی کمک کند؛ در حالی‌که رشد اقتصادی، به‌ویژه از مسیر افزایش تولید ناخالص داخلی، ممکن است با ایجاد فشار تقاضا موجب بروز تورم شود. از این‌رو، سیاست‌گذاران اقتصادی ناگزیرند میان اهدافی همچون کنترل تورم، حمایت از رشد اقتصادی و حفظ ثبات مالی تعادل برقرار کنند.

جدول ۹: برآورد الگوی بلندمدت مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)

نام متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
اسکناس و مسکوک در جریان	۰/۳۶-	۳/۰۴-	۰/۰۱
ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی	۱/۱۳-	۴/۱۷-	۰/۰۰
تولید ناخالص داخلی	۵/۵۱	۴/۴۵	۰/۰۰
جمله ثابت	۳/۸۹	۱۰/۲۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Bound Test

۴-۷. برآورد مدل تصحیح خطا

نتایج برآورد مدل تصحیح خطا در جدول (۱۱) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیر ECM(-1) با ضریب منفی و معنی‌دار (۰/۹۹-) در سطح احتمال ۰/۰۰، اثر قوی و معناداری دارد. این متغیر که معمولاً به‌عنوان جمله تصحیح خطا شناخته می‌شود، نشان‌دهنده سرعت تعدیل یک سیستم اقتصادی از حالت عدم‌تعادل به تعادل بلندمدت است. ضریب منفی و بزرگ ECM(-1) بیانگر آن است که اقتصاد با سرعت بالایی به حالت تعادلی خود بازمی‌گردد؛ به این معنا که در صورت انحراف تورم از مسیر تعادلی، این انحراف به‌سرعت اصلاح می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، مقدار ضریب ۰/۹۹- نشان می‌دهد که در هر دوره، حدود ۹۹ درصد از عدم‌تعادل در جهت بازگشت به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. هرچه این ضریب به عدد ۱- نزدیک‌تر باشد، سرعت بازگشت به تعادل بالاتر است. سطح احتمال بسیار کوچک این ضریب، نشان‌دهنده آن است که ازلحاظ آماری کاملاً معنادار بوده و نقش مهمی در توضیح پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل ایفا می‌کند.

جدول ۱۱: نتایج آزمون تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
ECM(-1)	۰/۹۹-	۶/۲۳-	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۸. آزمون‌های تشخیصی

نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل برآورد شده در جدول (۱۲)، اعتبار و صحت ساختاری آن را به‌صورت جامع تأیید می‌کند. طبق نتایج، بر اساس آزمون نرمالیتی[1]، مقدار آماره برابر با ۰/۸۰ و احتمال ۰/۶۶ نشان می‌دهد که توزیع پسماندهای مدل از توزیع نرمال پیروی می‌کند. این موضوع ازنظر تحلیل مدل‌های اقتصادسنجی بسیار مهم است، زیرا نرمال بودن پسماندها شرطی اساسی برای استناد به برآوردهای مدل محسوب می‌شود. آزمون ریست رمزی[2] با آماره ۰/۶۸ و احتمال ۰/۵۲ نیز بیانگر عدم وجود خطای تصریح در مدل است و نشان می‌دهد که ساختار مدل به‌درستی تنظیم‌شده و مدل از سازگاری لازم برخوردار است. علاوه بر این، آزمون خودهمبستگی با آماره ۲/۳۷ و احتمال ۰/۱۴ نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی در پسماندهای مدل است. این نتیجه حائز اهمیت است، زیرا استقلال مشاهدات و کیفیت سری زمانی به طور مستقیم بر اعتبار مدل تأثیر می‌گذارد. درنهایت، آزمون واریانس ناهمسانی با آماره ۰/۶۸ و احتمال ۰/۷۶ نشان می‌دهد که پسماندهای مدل دارای واریانس ثابت هستند و هیچ نشانه‌ای از واریانس ناهمسانی وجود ندارد. این موضوع از اهمیت بالایی برای جلوگیری از تورش و دستیابی به نتایج قابل اعتماد برخوردار است. به‌طورکلی، نتایج این آزمون‌ها تأیید می‌کند که مدل از پایداری، دقت و قابلیت اطمینان بالایی برخوردار است و می‌توان از آن برای تحلیل روابط اقتصادی کوتاه‌مدت و بلندمدت با اطمینان کامل استفاده کرد.

1. Normality Test
2. Ramsey Reset test

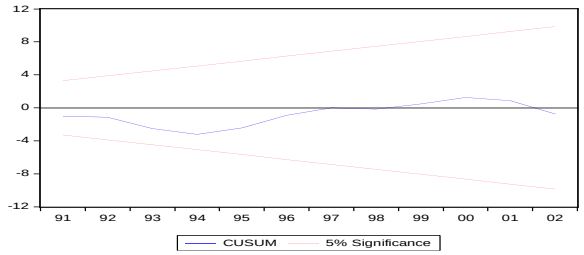
جدول ۱۲: نتایج آزمون‌های تشخیصی

نوع آزمون	احتمال	آماره آزمون	نتیجه در سطح معنی‌داری ۵ درصد
آزمون نرمالیتی	۰/۶۶	۰/۸۰	نرمال بودن توزیع پسماندهای مدل
ریست رمزی	۰/۵۲	۰/۶۸	عدم وجود خطای تصریح مدل
خودهمبستگی	۰/۱۴	۲/۳۷	عدم وجود خودهمبستگی
واریانس ناهمسانی	۰/۷۶	۰/۶۸	عدم وجود واریانس ناهمسانی

منبع: یافته‌های پژوهش

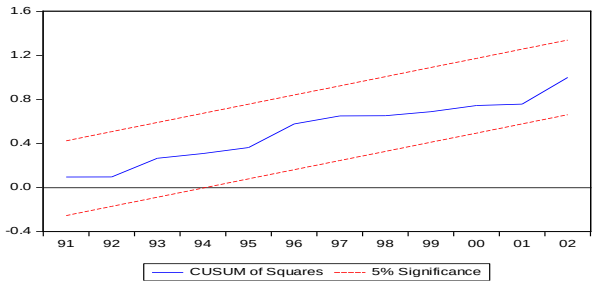
۴-۹. آزمون ثبات ضریب

برای ارزیابی ثبات مدل و بررسی وجود یا عدم وجود شکست ساختاری، از آزمون‌های مجذور تجمعی[1] و مجموع مجذور تجمعی[2] باقیمانده‌ها استفاده می‌شود. در این آزمون‌ها، درصورتی‌که مقدار آماره‌های مربوطه در محدوده حدهای بحرانی در سطح اطمینان ۰/۰۵ قرار گیرد، فرضیه صفر که دلالت بر ثبات ضرایب دارد، تأیید می‌شود. این آزمون‌ها ابزاری مؤثر برای ارزیابی پایایی ضرایب مدل در طول زمان هستند. مطابق نمودارهای (۱) و (۲)، مشخص است که مقادیر آماره‌های مربوطه در محدوده دو حد بحرانی تعیین‌شده قرار دارند. براین‌اساس، فرضیه صفر تأیید می‌شود که نشان‌دهنده ثبات ضرایب مدل در طول دوره موردبررسی است. این نتیجه بیانگر پایداری ضرایب و عدم وجود شکست ساختاری در مدل ارائه‌شده هست.



شکل ۱: نتایج پایداری ضرایب (CUSUM)

منبع: یافته‌های پژوهش



شکل ۲: نتایج پایداری ضرایب (CUSUMSQ)

منبع: یافته‌های پژوهش

1. CUSUM
2. CUSUMQ

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه، ابتدا پایایی متغیرهای مورداستفاده با به‌کارگیری آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته بررسی شد. پس از تأیید مانایی متغیرها، وجود رابطه بلندمدت میان آن‌ها با استفاده از آزمون کرانه‌های باند تحلیل شد. نتایج این آزمون تأییدکننده وجود یک بردار هم انباشتگی میان متغیرهای مدل است. با مشخص‌شدن این رابطه، مدل با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) برآورد گردید. بر اساس تحلیل‌های حاضر در مقاله و نتایجی که از مدل‌های مختلف (کوتاه‌مدت، بلندمدت، آزمون هم انباشتگی، تصحیح خطا، آزمون‌های تشخیصی و وقفه بهینه) به‌دست‌آمده است، می‌توان نتایج کلی زیر را استخراج کرد:

نتایج آزمون هم انباشتگی نشان داد که رابطه بلندمدتی میان متغیرهای مدل وجود دارد. بر اساس مقدار آماره F محاسباتی که از مقادیر بحرانی جدول در سطوح مختلف احتمال فراتر رفته بود، فرضیه صفر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شد. این یافته‌ها تأیید می‌کنند که اسکناس و مسکوک در جریان، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی و تولید ناخالص داخلی با تورم در بلندمدت هم انباشتگی دارند. همچنین، بر اساس نتایج آزمون وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز - بیزین، وقفه یک به‌عنوان وقفه بهینه برای مدل انتخاب شد. این انتخاب که درجه آزادی بیشتری در نمونه محدود شما فراهم می‌آورد، تضمین می‌کند که اثرات پویا میان متغیرها با دقت بیشتری مدل‌سازی شوند. نتایج برآورد مدل در کوتاه‌مدت نشان داد که متغیر اسکناس و مسکوک در جریان، تأثیر منفی و معناداری بر تورم داشته است که نشان‌دهنده نقش مدیریت مؤثر نقدینگی در کاهش فشارهای تورمی است. همچنین، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی و تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت اثر معناداری نداشته‌اند، اما اثرات قابل‌توجهی در تحلیل بلندمدت نشان می‌دهند. نتایج برآورد مدل در بلندمدت نشان داد که اسکناس و مسکوک در جریان و ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، هر دو اثر منفی و معناداری بر تورم دارند. این اثرات بیانگر نقش کلیدی سیاست‌های پولی در مدیریت نقدینگی و کنترل تورم است. از سوی دیگر، تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معناداری بر تورم دارد که نشان‌دهنده افزایش تقاضا و فشار قیمتی ناشی از رشد اقتصادی است.

برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) نشان داد که ضریب تصحیح خطا برابر با ۰/۹۹-، نشان‌دهنده سرعت‌بالای تعدیل اقتصاد از حالت عدم‌تعادل به تعادل بلندمدت است. این مقدار نشان می‌دهد که حدود ۹۹ درصد از انحراف از مسیر تعادلی در هر دوره اصلاح می‌شود. این یافته حاکی از ثبات قوی مدل و پویایی‌های کوتاه‌مدت مناسب آن است. آزمون‌های تشخیصی انجام‌شده تأیید می‌کنند که مدل حاضر از مشکلات معمول مانند ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی و نرمال نبودن باقیمانده‌ها عاری است. این نتایج کیفیت برازش و صحت مدل را تضمین می‌کنند. همچنین، نتایج آزمون‌های ثبات ضرایب CUSUM و CUSUMQ نشان‌دهنده ثبات ضرایب مدل در طول دوره مورد بررسی است. این موضوع اعتماد به نتایج و استنتاج‌های حاصل از مدل را افزایش می‌دهد.

تحلیل‌های انجام‌شده ابتدا به نتایج کوتاه‌مدت مدل تمرکز داشتند. در کوتاه‌مدت، اسکناس و مسکوک در جریان با ضریب ۰/۸۸- و احتمال ۰/۰۰، نقش کلیدی در کاهش تورم ایفا کرد. این متغیر به‌عنوان عاملی مؤثر توانست فشارهای تورمی را کاهش دهد که به سیاست‌گذاران امکان تنظیم نقدینگی را برای جلوگیری از تورم

ناگهانی فراهم می‌کند؛ اما سایر متغیرها مانند ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، با ضریب ۵/۳۷ و احتمال ۰/۱۳ و تولید ناخالص داخلی، با ضریب ۴/۶۶- و احتمال ۰/۱۷، در کوتاه‌مدت اثر معناداری نشان ندادند. این موضوع نشان‌دهنده آن است که این متغیرها بیشتر در تحلیل بلندمدت اهمیت پیدا می‌کنند. برای بررسی دقیق‌تر پویایی‌های اقتصادی، تحلیل بلندمدت نیز انجام شد. اسکناس و مسکوک در جریان، همانند کوتاه‌مدت، در بلندمدت نیز با ضریب ۰/۳۶- و احتمال ۰/۰۱ تأثیری منفی و معنادار بر تورم نشان داد. این نتیجه، ثبات تأثیر این متغیر را در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید می‌کند و بیانگر اهمیت ویژه مدیریت نقدینگی است. از طرف دیگر، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی که در کوتاه‌مدت اثر معناداری نداشت، در بلندمدت با ضریب ۱/۱۳- و احتمال ۰/۰۰، تأثیری منفی و معنادار بر تورم داشت. این تغییر نشان می‌دهد که این ذخایر می‌توانند در بلندمدت ابزاری قوی برای کنترل تورم باشند. تولید ناخالص داخلی نیز از حالتی غیر معنادار در کوتاه‌مدت، به متغیری کلیدی در بلندمدت تبدیل شد. این متغیر، با ضریب ۵/۵۱ و احتمال ۰/۰۰، اثر مثبت و معناداری بر تورم در بلندمدت نشان داد. این یافته نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و افزایش تقاضا می‌توانند در دوره‌های بلندمدت فشارهای تورمی را افزایش دهند و نیازمند سیاست‌گذاری دقیق برای تعدیل آثار آن هستند.

درمجموع، این تحلیل‌ها نشان می‌دهند که اسکناس و مسکوک در جریان در هر دو بازه زمانی اثر کاهنده معناداری بر تورم دارد، درحالی‌که ذخایر بانک‌های تجاری و تولید ناخالص داخلی از اثرات معنادار در بلندمدت برخوردار هستند. این یافته‌ها بر اهمیت مدیریت دقیق متغیرهای اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأکید دارد و می‌تواند به سیاست‌گذاران در طراحی استراتژی‌های پولی مؤثر کمک کند. این یافته با مطالعات بلانچارد، جوهانسون (۲۰۱۳) که چالش‌های ناشی از رشد اقتصادی و تورم را در کشورهای پیشرفته بررسی کرده‌اند، تطابق دارد. همچنین، ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی با تأثیر کاهشی معنادار، نشان‌دهنده اهمیت مدیریت نقدینگی در کنترل تورم هستند که این موضوع توسط مطالعه سبحانی و همکاران (۱۳۹۸) نیز تأییدشده است. در کنار این، تحلیل اسکناس و مسکوک در جریان، به‌وضوح ارتباط میان مدیریت نقدینگی و کاهش فشار تورمی را برجسته می‌کند. این یافته مشابه نتایج نگوین (۲۰۱۵) در کشورهای آسیایی، مانند هند و ویتنام، است. در کوتاه‌مدت، تأثیر اسکناس و مسکوک در جریان بر تورم فوری و مثبت است، اما در دوره‌های بعدی کاهش می‌یابد که نشان‌دهنده تعدیل اولیه اثرات تورمی است. ذخایر بانک‌های تجاری نیز در دوره‌های مختلف تأثیرات متفاوتی نشان داده‌اند؛ به‌ویژه در وقفه سوم، اثر کاهش‌دهنده تورم مشاهده می‌شود. این یافته‌ها اهمیت زمان‌بندی و مدیریت سیاست‌های پولی را نشان می‌دهند. تحلیل کوتاه‌مدت پژوهش پیش رو با نتایج وان (۲۰۲۰) در چین و ویتنام که رابطه رشد اقتصادی و تورم را بررسی کرده‌اند، همسو است. یکی از نوآوری‌های پژوهش حاضر، بررسی تفکیکی اجزای مصارف پایه پولی و نقش تولید ناخالص داخلی در انتقال اثرات این اجزا به تورم است که در مطالعات مشابه مانند سوگو (۲۰۰۷) کمتر موردتوجه قرارگرفتن بود. تطبیق نتایج این پژوهش با مطالعاتی مانند قره‌گزلی ولی (۲۰۲۲) و نگوین (۲۰۱۵) و وان (۲۰۲۰) پایه محکمی برای استناد علمی و عملی در حوزه سیاست‌گذاری اقتصادی ایجاد می‌کند این یافته‌ها چارچوب جامعی برای طراحی سیاست‌های پولی و مالی ارائه می‌دهد که به مدیریت نقدینگی، تقویت ساختارهای تولیدی و حفظ ثبات اقتصادی کمک می‌کند.

باتوجه‌به تحلیل‌های ارائه‌شده و نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت، پیشنهادهای سیاستی زیر را می‌توان مطرح کرد. این پیشنهادها می‌توانند به طراحی سیاست‌های پولی مؤثری کمک کنند که هم در کنترل تورم و هم در تسهیل رشد اقتصادی پایدار موفق عمل کنند.

۱. *مدیریت نقدینگی از طریق اسکناس و مسکوک در جریان:* باتوجه‌به تأثیر منفی و معنادار اسکناس و مسکوک در جریان بر تورم در هر دو بازه زمانی، بانک مرکزی باید برنامه‌های مدیریت نقدینگی را از طریق تنظیم عرضه پول نقد در گردش پیاده‌سازی کند. این امر می‌تواند شامل سیاست‌هایی برای تشویق استفاده از ابزارهای پرداخت الکترونیکی و کاهش حجم پول نقد باشد.

۲. *بهینه‌سازی ذخایر بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی:* ازآنجاکه ذخایر بانک‌های تجاری در بلندمدت اثر منفی و معناداری بر تورم دارند، بانک مرکزی می‌تواند سیاست‌هایی برای تقویت ذخایر اجباری یا احتیاطی اتخاذ کند. این اقدامات می‌تواند نقش تنظیم‌کننده این ذخایر در کنترل تورم را تقویت کند.

۳. *مدیریت رشد اقتصادی برای کاهش فشارهای تورمی بلندمدت:* باتوجه‌به اثر مثبت تولید ناخالص داخلی بر تورم در بلندمدت، سیاست‌گذاران باید برنامه‌هایی برای تعدیل رشد اقتصادی طراحی کنند که ضمن حفظ رشد پایدار، از فشارهای تورمی ناشی از افزایش تقاضای کل جلوگیری کند. این موارد می‌تواند شامل حمایت‌های هوشمندانه از تولید همراه با کنترل تقاضای مصرفی باشد.

۴. *تقویت زیرساخت‌های بانکی و پرداخت:* کاهش وابستگی به پول نقد و تشویق استفاده از روش‌های پرداخت غیر نقدی می‌تواند به کنترل نقدینگی کمک کرده و از طریق کاهش اسکناس در گردش، بر کاهش تورم تأثیر بگذارد.

۵. *پایش مستمر و اجرای سیاست‌های منعطف:* تحلیل‌ها نشان می‌دهد که برخی متغیرها در کوتاه‌مدت معنادار نیستند اما در بلندمدت اهمیت پیدا می‌کنند؛ بنابراین، بانک مرکزی و سیاست‌گذاران باید سیستم‌های پایش مستمری برای ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت ایجاد کنند و قابلیت تعدیل و تغییر سیاست‌ها را بر اساس نتایج فراهم آورند.

۶. *هدف‌گذاری تورم:* بانک مرکزی می‌تواند از ابزارهای هدف‌گذاری تورم برای تنظیم نرخ تورم در یک بازه قابل‌قبول استفاده کند و از طریق تنظیم ذخایر و مدیریت نقدینگی به این هدف دست یابد.

توضیحات تکمیلی

سپاسگزاری

نویسندگان این مقاله بر خود لازم می‌دانند از استادان دانشگاه رازی به‌پاس نظرات اندیشمندانه ایشان در مسیر انجام این پژوهش، صمیمانه قدردانی نمایند.

مشارکت نویسندگان

این پژوهش برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد *کوثر مرادی* در رشته علوم اقتصادی، به راهنمایی دکتر *کیومرث سهیلی* و مشاوره دکتر *شهرام فتاحی*، در گروه اقتصاد دانشگاه رازی است.

تضاد منافع

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

حامی مالی

نویسندگان هیچ‌گونه حمایت مالی برای پژوهش و انتشار این مقاله دریافت نکرده‌اند.

کد ارکید (ORCID)

Kosar Moradi http://orcid.org/0009-0007-2708-2236

Kiomars Sohaili http://orcid.org/0000-0002-2586-3131

Shahram Fattahi http://orcid.org/0000-0002-7507-0439

منابع و مأخذ

آسایش، حمید، مصطفی‌پور، یلدا و شمس اللهی، رضا. (۱۴۰۲). تاثیر عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران با تأکید بر همه‌گیری کووید ۱۹. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۲(۱)، ۹۵-۱۲۱. https://doi.org/10.22034/jepr.2023.62838

باقرپور اسکویی، الناز و شاکری، عباس. (۱۴۰۱). تحلیلی بر اثرات متفاوت اجزای نقدینگی بر تورم و تولید در اقتصاد ایران: رویکرد همدوسی موجکی. *نشریه توسعه علوم انسانی*، ۳(۵)، ۴۹-۷۶. https://doi.org/10.22047/hsd.2022.182863

بزرگ اصل، موسی و بادآورنهندی، یونس. (۱۳۹۵). *راهنمای به‌کارگیری استاندارد حسابداری شماره ۱۶: تسعیر ارز*، چاپ هشتم. تهران: مرکز تحقیقات تخصصی حسابداری و حسابرسی، سازمان حسابرسی. https://www.gisoom.com/book/11215551

تراب‌نژاد اصفهانی، مصطفی، محمودزاده، محمود، صوفی مجیدپور، مسعود و غلام ابری، امیر. (۱۴۰۳). سیاست‌های پولی و ارزی و ریسک نقدینگی بانک‌های تجاری با تأکید بر دوره تحریم. *نشریه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۳(۴۹)، ۱۳۱-۱۵۴. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.27214.3543

توکلی، اکبر، فیروزه، نگین، و کریمی، فرزاد. (۱۳۹۴). تاثیر نوسانهای نرخ ارز بررشد اقتصادی و نرخ تورم ایران, ۱۳۸۸-۱۳۴۰. *نشریه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۴(۱)، ۱-۱۹. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22516263.1394.4.1.1.9

خلوصی صادق، مهدی، داودی، پرویز و سزاوار، محمدرضا. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر عملیات بازار باز بر برخی متغیرهای اقتصاد کلان در ایران با تأکید بر شرایط تحریم. *نشریه اقتصاد پولی مالی*، ۳۰(بهار و تابستان ۱۴۰۲)، ۶۸-۹۸. https://doi.org/10.22067/mfe.2023.79341.1245

خوچیانی، رامین و نادمی، یونس. (۱۳۹۷). بازنگری در رابطه شکاف تولید و تورم برای اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد تبدیل موجک. *نشریه پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۱۸(۶۹)، ۳۰۷-۳۳۴. https://doi.org/10.22054/joer.2018.8871

دانش، حمیده، آرمن، سید عزیز، انوری، ابراهیم و منصوری، امین. (۱۴۰۳). بررسی رابطه متغیرهای اقتصاد کلان با نرخ تورم در ایران: کاربرد روش همگنی موجک، موجک MODWT و علیت گرنجری. *نشریه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۳(۴۹)، ۹-۴۰. https://doi.org/10.22084/aes.2022.26524.3481

درگاهی، حسن و هادیان، مهدی. (۱۳۹۶). مقایسه آثار شوک‌های پولی ناشی از ضریب فزاینده و پایه پولی در اقتصاد ایران. *نشریه پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۱۷(۶۷)، ۱۸۹-۲۱۹. https://doi.org/10.22054/joer.2018.8567

رفعت میلانی، مژگان، حیدریان، مریم و عرب یارمحمدی، جواد. (۱۴۰۳). بررسی اثرات بدهی‌های دولت بر شاخص فقر در ایران؛ با رویکرد رگرسیون انتقال ملایم (STR) . *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۳(۱)، ۶۲-۸۹. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141551.1134

رفیعی، حمید، یاوری، کاظم، امامی میبدی، مهدی و حاج امینی، مهدی. (۱۴۰۳). شبیه سازی آثار سیاست‌های پولی بر بازارهای مالی ایران: رویکرد پویایی سیستم. نشریه بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۱۱(۱)، ۲۰۱-۲۲۸. https://economics.ihcs.ac.ir/article_9903.html

سبحانی، حسن، ابوحمزه، داریوش، و زمانی، رضا. (۱۳۹۸). تحلیل پایداری تورم از منظر اقتصاد سیاسی ایران. *نشریه جستارهای اقتصادی*، ۱۶(۳۱)، ۴۱-۶۹. https://doi.org/10.30471/iee.2019.1586

شاکری، عباس. (۱۳۹۴). *اقتصاد کلان پیشرفته: نظریه‌ها و سیاست‌ها* (جلد اول). تهران: انتشارات رافع. https://kaln.ir/product/eghtesad-kalan-shakeri

عبده تبریزی، حسین. (۱۴۰۴). تنظیم‌گری و نظارت: دو بازوی حکمرانی پول. *روزنامه ستاره صبح*، ۲۵۰۵. https://www.setaresobh.ir/fa/main/detail/123180.

کمیجانی، احمد و علی‌نژاد مهربانی، فرهاد. (۱۳۹۱). ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال سیاست پولی بر تولید و تورم همراه با تحلیل اهمیت نسبی آن‌ها در اقتصاد ایران. *نشریه برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۷ (۲)، ۳۹-۶۳. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22519092.1391.17.2.2.4

محمدی، تیمور. (۱۳۹۰). خطای متداول در کاربرد مدل های سری زمانی: کاربرد نادرست مدل ARDL (مدل خودرگرسیونی و توزیع با وقفه). *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۶(۴۷)، ۱۶۳-۱۸۳. https://ijer.atu.ac.ir/article_3202.html

مهرعلی تبار فیروزجاه، هدایت، طاهرپور، جواد، شاکری، عباس و محمدی، تیمور. (۱۴۰۳). بررسی ارتباط و هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل DSGE کینزین جدید. *نشریه سیاست گذاری اقتصادی*، ۱۶(۳۲). ۳۳۵-۳۰۷. https://doi.org/10.22034/epj.2024.20949.2539

نوفرستی، محمد. (۱۴۰۰). *اقتصادسنجی کاربردی داده‌های سری زمانی*. تهران: انتشارات دانشگاه شهید بهشتی. بازیابی شده از https://www.sbu.ac.ir/fa/w/noferesti.

References

Abdoh Tabrizi, H. (2019). Principles of central banking and monetary policies. Paper presented at the Conference on Monetary and Exchange Rate Policies, *Tehran. Published by Setareh Sobh News Agency*. Retrieved from. https://www.setaresobh.ir/fa/main/detail/123180 [In Persian].

Asayesh, H., Mostafapour, Y. & Shamsollahi, R. (2023). Investigating the impact of various factors on inflation in Iran with an emphasis on the Covid-19 pandemic. *Economic Policies and Research*, 2(1), 95-121. https://doi.org/10.22034/jepr.2023.62838. [In Persian].

Bagherpour Oskouie, E. & Shakeri, A. (2022). An Analysis of the Different Effects of Liquidity Components on Inflation and Production in Iran's Economy: AWavelet Coherence Approach. *Development of humanities*, 3(5), 49-76. https://doi.org/10.22047/hsd.2022.182863 [In Persian].

Bernanke, B. S. & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48. https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27.

Blanchard, O., & Johnson, D. R. (2017). *Macroeconomics*. Boston: Pearson.

Bozorg-Asl, M., & Badavarnahandi, Y. (2016).*Guide to the application of Accounting Standard No. 16: Foreign currency translation* (8th ed.). Audit Organization. Available at: https://www.gisoom.com/book/11215551 [In Persian].

Brunner, K. (1981). Monetary theory and monetary policy: Some critical issues. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 14, 1–84. https://doi.org/10.1016/0167-2231(81)90003-1.

Cukierman, A. (1992). C*entral Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence*. Cambridge: MIT Press. https://doi.org/10.1515/jeeh-1992-0410.

Danesh, H., Arman, S. A., Anvari, E., & Mansouri, S. A. (2024). A study of relation between macroeconomic variables and inflation rate in Iran using wavelet coherency, MODWT wavelet and Granger causality method. *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, 49(13), 9–40. https://doi.org/10.22084/aes.2022.26524.3481 [In Persian].

Dargahi, H., & Hadian, M. (2017). Comparing effects of monetary shocks caused by monetary base and monetary multiplier in Iranian economy. *Journal of Economic Research*, 17(67), 189–219. https://doi.org/10.22054/joer.2018.8567 [In Persian].

Doan Van, D. (2020). Money supply and inflation Impact on economic growth. *Journal of Financial Economic policy*, 12(1), 121-136. https://doi.org/10.1108/JFEP-10-2018-0152.

Dornbusch,R.,Fischer,S.,&Startz, R. (2014). *Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill. https://www.mheducation.com/highered/product/Macroeconomics-Dornbusch.html.

Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1971). *A monetary history of the United States*,1867–1960. Princeton University Press .https://press.princeton.edu/books/paperback/9780691003542/a-monetary-history-of- the-united-states

Gharehgozli, O., & Lee, S. (2022). Money supply and inflation after COVID-19. *Economies*, 10(5), Article 101. https://doi.org/10.3390/economies10050101.

Goodhart, C. A. E. (1989). *The Evolution of Central Banks.Cambridge*, MA: MIT Press. https://mitpress.mit.edu/9780262570732/the-evolution-of-central-banks/.

Goodness, A., & Gupta, R. (2018). The impact of monetary policies on output in India: Evidence from a nonlinear VAR model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 91, 145–160. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.03.009.

Gregory Mankiw, N. (2019). Six guidelines for teaching intermediate macroeconomics. *The Journal of Economic Education*, *50*(3), 258–260. https://doi.org/10.1080/00220485.2019.1618768

Handa, J. H. (2009), *Monetary Economics*. (2nded), London: Routiedge . https://doi.org/10.4324/9780203892404

Haslag, J. H. (1995). *Monetary policy, banking, and growth* (Working Paper . 95-15). Federal Reserve Bank of Dallas. https://doi.org/10.24149/wp9515.

Khochiani, R. & Nademi, Y. (2018). Revisiting the Relationship between Inflation and Output Gap in Iranian Economy Using Wavelet Transform Approach. *Economics Research*, 18(69), 307-334. https://doi.org/10.22054/joer.2018.8871 [In Persian].

Kholousi Sadegh, M. , Davoodi, P. & Sezavar, M. (2023). Investigation the Effect of Open Market Operations on the Stability of Macroeconomic Variables in. Iran, Emphasizing the Sanctions Conditions. *Monetary & Financial Economics*, 30(25), 68-98. https://doi.org/10.22067/mfe.2023.79341.124 [In Persian].

Komijani. A, & Alinejad-Mehrabani, F. (2012). Evaluating the Effectiveness of Monetary Transmission Channels on Production and Inflation besides Analyzing their Relative Importance in Iran's Economy. *Economic and Planning Research*. 17(2), 39-63. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22519092.1391.17.2.2.4 [In Persian].

Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345–1370. https://doi.org/10.2307/1913386.

Lavoie, M. (2009). *A post-Keynesian view of money and monetary policy. In P. Arestis & M. Sawyer (Eds.)*, Handbook of Alternative Monetary Economics (pp.19–35). Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing. https://doi.org/10.4337/9781847207013.00008.

Long, P. D., Hien, B. Q., & Ngoc, P. T. B. (2024). Money supply, inflation and output: An empirically comparative analysis for Vietnam and China. *Asian Journal of Economics and Banking*, 8(2), 294–306. https://doi.org/10.1108/AJEB-03-2021-0040 .

Lucas, R. E., Jr., & Sargent, T. J. (1979). After Keynesian macroeconomics. *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, 3(2), 1–7 https://doi.org/10.21034/qr.321 .

McCallum, B. T. (1984). *Monetarist rules in the light of recent experience* (NBER Working Paper No. 1277). National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w1277.

Mehralitabar, H., Taherpour, J., Shakeri, A. & Mohammadi, T. (2025). Investigating the relationship and coordination between monetary and financial. policies in the Iranian economy using the New Keynesian DSGE model. *The Journal of Economic Policy*, 16(32), 307-335 . https://doi.org/10.22034/epj.2024.20949.2539 [In Persian].

Mishkin, F. S. (2019). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Boston: Pearson Education. https://elibrary.pearson.de/book/99.150005/9781292409566.

Mohammadi, T. (2011). Misconceptions in Application of Time series Models: The Abuse of ARDL Model. *Iranian Journal of Economic Research*, 16(47), 163-183. https://ijer.atu.ac.ir/article_3202.html [In Persian].

Moore, B. (1988). *Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money.* Cambridge: Cambridge University Press. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=1267977

Nguyen, V. B. (2015). The effects of fiscal deficit and money supply on inflation:Evidence from selected economies in Asia. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20(39), 89–95. https://doi.org/10.1016/j.jefas.2015.01.002

Nicole, A. (2024). *Monetary Base: Components, significance, and influence on the economy*. SuperMoney Encyclopedia. https://www.supermoney.com/encyclopedia/monetary-base.

Noferesti, M. (2021). *Applied econometrics of time series data*. Tehran: Shahid Beheshti University Press. Retrieved from https://www.sbu.ac.ir/fa/w/noferesti [In Persian].

North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge: Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511808678.

Odedokun, M. O., & Rane, A. (2004). *Testing the long-run neutrality of money in developing countries*: Evidence from selected Asian economies. SSRN Working Paper Series. https://doi.org/10.2139/ssrn.497282 .

Rafat Milani, M., Heidarian, M., & Arab YarMohammadi, J. (2025). Investigating the effects of government debt on poverty in Iran: A smooth transition regression (STR) approach. *Journal of Economic Policies and Research*, 3(1), 62–89 . https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141551.1134 .[In Persian].

Rafiee, H., Yavari, K., Emami Meybodi, M. & Hajamini, M. (2024). Simulating the effects of monetary policies on Iran's financial markets: A system dynamics approach. *Journal of Iranian Economic Issues*, 11(21), 201-228. https://doi.org/10.30465/ce.2025.49436.1974 [In Persian].

Sargent, T. J. & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1–17. https://doi.org/10.21034/qr.531.

Shakeri, A. (2015). *Advanced macroeconomics: Theories and policies* (Vol. 1). Rafe' Publications. https://kaln.ir/product/eghtesad-kalan-shakeri .[In Persian]

Sobhani, H., Aboohamzeh, D., & Zamani, R. (2019). Analyzing The Stability Of Inflation From The Perspective Of Iranian Political Economy. *Journal Of Economic Essays*, 16(31), 41-69. https://doi.org/10.30471/iee.2019.1586 [In Persian]

Stann, C. M., & Grigoriadis, T. N. (2020). Monetary policy transmission to Russia and Eastern Europe. *Comparative Economic Studies*, 62(3), 303–353. https://doi.org/10.1057/s41294-020-00114-3 .

Sugo, T. & Ida, K. (2007). Identifying monetary policy shocks in Japan using a DSGE model. *The Japanese Economic Review*, 58(1),79_101.https://doi.org/10.1111/j.1468-5876.2007.00359.x.

Tavakoli, A., Firoozeh, N., & Karimi, F.. (2015). The Effect Of Exchange Rate Fluctuations On Economic Growth And Inflation, 1340-1388. *Journal Of Development Economics And Planning*, 4(1), 1-19. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22516263.1394.4.1.1.9 [In Persian].

Taylor, J. B. (1989). Economic policy and the stabilization of macroeconomic activity: The role of monetary policy (NBER Working Paper No. 3090). *National Bureau of Economic Research*. https://doi.org/10.3386/w3090.

Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15–29. https://doi.org/10.2307/1991374.

Torabnejad Esfahani, M., Mahmoudzadeh, M., Soufi Majidpour, M., & Gholamabri, A. (2023). Monetary and Currency Policies and Liquidity Risk of Commercial Banks with Emphasis on the Sanctions Period. *Journal of Applied Economic Studies*, 13(49), 131-154. https://dx.doi.org/10.22084/aes.2023.27214.3543. [In Persian].

Verry, L. R.(2004). *Monetary policy: An Institutionalist approach*. Available at SSRN: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1010175.

Wallace, N. (1984). *Some choices for monetary policy. Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review,* 8(1), 15–24. https://doi.org/10.21034/qr.812.

Walsh, C. E. (2003). *Monetary theory and policy* (2nd ed). Cambridge, MA: MIT Press. https://mitpress.mit.edu/9780262232319.

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

ECONOMIC
POLICIES AND RESEARCH
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Scientific Advisers

Khaled Ahmadzadeh	Associate Professor, Department of Economic, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Fatemeh Bazzazan	Professor, Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
mahboobeh farahati	Associate Professor Department of Economics, Semnan University, Semnan, Iran.
Saman Ghaderi	Associate Professor, Department of Economic, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Younes Goli	Ph.D. in Economics, Economic Expert, General Directorate of Economic Affairs and Finance of Kermanshah Province, Kermanshah, Iran.
Abolghasem Golkhandan	Ph.D. in Public Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran
Fateh Habibi	Associate Professor, Department of Economic, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Bakhtiar Javaheri	Associate Professor, Department of Economic, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Hadi Keshavarz	Assistant Professor, Department of Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran
Salahedin Manochehri	Assisstant Professor, Department of Economic, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Esmaeel Safarzadeh	Assisstant Professor, Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Contents

Investigating the Threshold Effect of Country Risk on Capital Flight in Iran: A Smooth Transition Regression (STR) Approach

Majid Dashtban Farooji; Sahar Dashtban Farooji; Mohammad Vahdani 1-29

The Effect of OPEC Summit Announcements on the Formation of a Bubble in the Stock Market

Maryam Poursalehi; Mehrzad Ebrahimi; Hashem Zare; Khodaparast Shirazi 31-56

Investigating the Impact of Tourism on the Shadow Economy (A Case Study of Mena and G20 Member States)

Zahra Najafi; Somayeh Jamali; Kaveh Parandin 57-84

The Effect of the Volume and Composition of the Final Demand on the Interregional Difference of Employment in the Country

Nastaran Boolagh; Ramezan Hosseinzadeh 85-105

The gravity model of iran's foreign trade efficiency with MENA countries

Milad CheshmAghlideh; Ruhollah Amareh; Yousef Mehanatfar 107-133

Estimating the Impact of Monetary Base Uses on Inflation in the Short and Long Run in Iran

Kosar Moradi; Kiomars Sohaili; Shahram Fattahi 135-170

15

E C O N O M I C
POLICIES AND RESEARCH
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

Economic Policies and Research

Volume 4, Issue 3, Autumn 2025, Page: 1-170

Rank of the publication in the Ministry of Science for Year 2024: **B**

Concessionaire: **University of Kurdistan**
Responsible Manager: **Bakhtiar Javaheri**
Editor-in-Chief: **Parviz Mohammadzadeh**
Deputy 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
Fathollah Tari	Professor, Department of Business Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, 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 Sohaily	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, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

CC BY NC
OPEN ACCESS

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 Journal of

Economic Policies and Research

Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

15 | Volume 4, Number 3, Autumn 2025 | ISSN Online: 2821-174X

- **Investigating the Threshold Effect of Country Risk on Capital Flight in Iran: A Smooth Transition Regression (STR) Approach**
  Majid Dashtban Farooji; Sahar Dashtban Farooji; Mohammad Vahdani 1-29

- **The Effect of OPEC Summit Announcements on the Formation of a Bubble in the Stock Market**
  Maryam Poursalehi; Mehrzad Ebrahimi; Hashem Zare; Khodaparast Shirazi 31-56

- **Investigating the Impact of Tourism on the Shadow Economy (A Case Study of Mena and G20 Member States)**
  Zahra Najafi; Somayeh Jamali; Kaveh Parandin 57-84

- **The Effect of the Volume and Composition of the Final Demand on the Interregional Difference of Employment in the Country**
  Nastaran Boolagh; Ramezan Hosseinzadeh 85-105

- **The gravity model of iran's foreign trade efficiency with MENA countries**
  Milad CheshmAghlideh; Ruhollah Amareh; Yousef Mehanatfar 107-133

- **Estimating the Impact of Monetary Base Uses on Inflation in the Short and Long Run in Iran**
  Kosar Moradi; Kiomars Sohaili; Shahram Fattahi 135-170