فصلنامه علمی

سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

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

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

۱۷ سال ۵، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵ شاپا الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X

○ **نااطمینانی اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ایران: شواهدی از آثار نامتقارن**
مهدی غلامپور فردوئی؛ اسمعیل ابونوری؛ تیمور محمدی ۱-۴۰

○ **اجتناب مالیاتی و برآورد سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیات شرکت‌های بورسی ایران**
رویا رحیمی؛ علی فلاحتی؛ آزاد خانزادی؛ محمدشریف کریمی ۴۱-۶۶

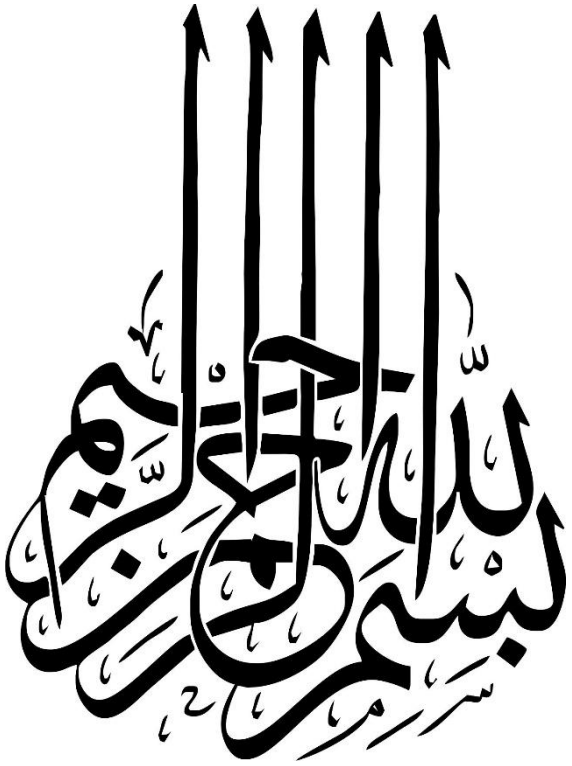
○ **بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه**
شیما منصورآبادی؛ جلیل خداپرست شیرازی؛ هاشم زارع؛ مهرزاد ابراهیمی ۶۷-۹۶

○ **تحلیل اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر خانوار و نابرابری درآمد در ایران**
دلشاد رحمان مرانه؛ شهریار زروکی؛ احمد جعفری صمیمی؛ مانی موتمنی ۹۷-۱۳۶

○ **بهبود دقت پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی با استفاده از ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی مصنوعی**
بهاره کرمی؛ سعید کیان‌پور ۱۳۷-۱۶۵

○ **مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در ایران**
فاطمه ظهیری؛ شقایق عباسعلی؛ صلاح‌الدین منوچهری ۱۶۷-۱۹۴

○ **تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصاد و کیفیت زیست‌محیطی در شرایط مواجهه با تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی (CBDC)**
مهدی سلطانی‌نژاد، علی رئیس‌پور رجبعلی، محسن زاینده‌رودی ۱۹۵-۲۱۷


بسم الله الرحمن الرحيم

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

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

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

موضوعات

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

مجوز ارشاد: نشریه براساس مجوز شماره ثبت ۸۸۰۴۶ در تاریخ ۱۴۰۰/۰۳/۱۰ هیات نظارت بر مطبوعات وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، مجوز انتشار و براساس آیین نامه 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.
- 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 اصل مقاله** (دریافت فایل اصل مقاله)**:** نسخه کامل مقاله بدون ذکر نام نویسندگان، مطابق با دستورالعمل 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.

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

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

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

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

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

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

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

۹ – **فایل‌های اضافه:** در صورت نیاز فایل‌های درخواستی تکمیلی داوران.

فایل‌های موردنیاز پس از تأیید مقاله توسط داوران:

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

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

نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

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

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

فصلنامهٔ علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

سال پنجم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵، صفحات ۱ تا ۲۱۷

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

صاحب امتیاز: **دانشگاه کردستان**

مدیر مسئول: **بختیار جواهری**

سردبیر: **پرویز محمدزاده**

دبیر تخصصی: **خالد احمدزاده**

کارشناس نشریه: **وحید عزیزی**

ویراستار انگلیسی: **رامین امانی**

ویراستار فنی و صفحه آرایی: **وحید عزیزی**

اعضای هیات تحریریه به ترتیب حروف الفبا

سید عزیز آرمن	استاد گروه اقتصاد، 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

نااطمینانی اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ایران: شواهدی از آثار نامتقارن

مهدی غلامپور فردوئی؛ اسمعیل ابونوری؛ تیمور محمدی ۱-۴۰

اجتناب مالیاتی و برآورد سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیات شرکت‌های بورسی ایران

رویا رحیمی؛ علی فلاحتی؛ آزاد خانزادی؛ محمدشریف کریمی ۴۱-۶۶

بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه

شیما منصورآبادی؛ جلیل خداپرست شیرازی؛ هاشم زارع؛ مهرزاد ابراهیمی ۶۷-۹۶

تحلیل اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر خانوار و نابرابری درآمد در ایران

دلشاد رحمان مرانه؛ شهریار زروکی؛ احمد جعفری صمیمی؛ مانی موتمنی ۹۷-۱۳۶

بهبود دقت پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی با استفاده از ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی مصنوعی

بهاره کرمی؛ سعید کیان‌پور ۱۳۷-۱۶۵

مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در ایران

فاطمه ظهیری؛ شقایق عباسعلی؛ صلاح‌الدین منوچهری ۱۶۷-۱۹۴

تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصاد و کیفیت زیست‌محیطی در شرایط مواجهه با تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی (CBDC)

مهدی سلطانی‌نژاد، علی رئیس‌پور رجبعلی، محسن زاینده‌رودی ۱۹۵-۲۱۷

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

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

داوران این شماره به ترتیب حروف الفبا

صلاح ابراهیمی	گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
شهریار زروکی	گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
مسعود صوفی مجیدپور	گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.
سمانه عابدی	گروه اقتصاد انرژی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران. ایران.
عزت الله عباسیان	گروه مهندسی مالی، دانشکده حسابداری و علوم مالی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
محبوبه فراهتی	گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران
پویان کیانی	گروه اقتصاد برق و انرژی، پژوهشگاه نیرو، تهران، ایران.
ابوالقاسم گل خندان	گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
یونس گلی	دکتری اقتصاد، کارشناس اقتصادی اداره کل امور اقتصادی و دارایی استان کرمانشاه، کرمانشاه، ایران.
احمد محمدی	گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
زانا مظفری	گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
صلاح الدین منوچهری	گروه علوم اقتصادی، دانشکدهٔ علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
وحید نیک پی پسیان	گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

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

Volume 5, Issue 1, Spring 2026, Page: 1 - 40 DOI: 10.22034/jepr.2025.144167.1289

Research Article

Economic Uncertainty and Investment in Iran: Evidence of Asymmetric Effects**

Mahdi Gholampour Fordoei*[1], Esmaiel Abounoori[2], Teymour Mohammadi[3]

1. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran.
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran.
3. Professor, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Received 27 July 2025 *Revise 05 December 2025* *Accepted 15 December 2025* *Publish 21 March 2026*

Abstract

Investment acts as the engine of economic growth, playing a vital role. However, the Iranian economy has witnessed a downward trend in investment in recent years. Economic uncertainty, particularly under sanctions and political instability, is one of the most significant factors dampening investment incentives in developing economies. This study asymmetrically analyzes the impact of economic uncertainty on investment in Iran. To achieve this objective, it employs a novel "economic uncertainty-related queries" index. This index, designed based on internet search data, provides a quantitative reflection of structural and cyclical instabilities in the Iranian economy over the last two decades and shows a significant correlation with historical peaks of heightened uncertainty (such as sanctions, and political and economic shocks). Using seasonal data (2009-2023) and a Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL) approach, the findings indicate that investment exhibits asymmetric sensitivity. This manifests as a strong reaction to increases in economic uncertainty (with a significant negative effect) and relative indifference to its decreases (with an insignificant coefficient). Furthermore, economic growth has a positive effect on investment, and the interest rate also demonstrates an asymmetric impact. The distinctive advantage of this research lies in its use of the NARDL methodology to identify asymmetric effects and the novel economic uncertainty index, which enables a more realistic analysis of investment behavior under unstable conditions.

Keywords: Economic Uncertainty, Investment, Nardl, Asymmetric Effects, Economic Uncertainty-Related Queries Index.

JEL Classification: E22, D81, C22, O53.

* **Corresponding Author**: Mahdi Gholampour Fordoei **E-mail:** m.gholampour@semnan.ac.ir **Tel:** +989127539919

** **Note:** This article is derived from the doctoral dissertation of *Mahdi Gholampour Fordoei* in Economics at Semnan University, Semnan, Iran.

Cite This Article (APA): Gholampour Fordoei, M., Abounoori, E. & Mohammadi, T. (2026). Economic Uncertainty and Investment in Iran: Evidence of Asymmetric Effects. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(1), 1-40. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.144167.1289

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64256.html?lang=en

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

Introduction

Investment, as the engine of long-term economic growth, has faced a declining trend in Iran. Official data indicates a significant drop in the growth rate of gross fixed capital formation in the 2010s compared to the previous decade. This investment stagnation has occurred against a backdrop of high economic uncertainty stemming from challenges such as international sanctions, oil price volatility, and political instability. International studies confirm that economic uncertainty, by inducing caution and delaying irreversible investment decisions, can have a stronger negative impact than other factors.

However, two significant gaps are identified in the existing literature: first, the limited focus on the effects of uncertainty on domestic investment in developing economies like Iran; and second, the neglect of the potential asymmetric nature of this relationship, meaning the impact of rising uncertainty may not be equal to that of falling uncertainty. Aiming to address these gaps, this study poses its main research question: Does a decrease in uncertainty (e.g., post-nuclear deal period) affect investment in Iran as much as an increase in uncertainty (e.g., post-sanctions intensification period)?

To answer this question, the present research introduces an innovation in measuring uncertainty by employing a native, behavioral index based on internet search volume, which reflects the direct perception of economic agents. Furthermore, utilizing an asymmetric econometric method (the NARDL model), it analyzes the separate effects of positive and negative shocks of uncertainty, as well as the interest rate (representing the cost of capital), on investment during the period 2009-2023. The theoretical framework relies on the literature examining uncertainty transmission mechanisms in economies with weak institutions and shallow financial markets.

Methodology

This research aims to investigate the asymmetric effects of economic uncertainty and the interest rate on investment in Iran. The data used are quarterly time series for the period 2009-2023. The main variables include investment (using the gross fixed capital formation index), gross domestic product (GDP), the interbank interest rate, and a novel economic uncertainty index based on internet search volume.

Table 1: Variables and Data Sources

Symbol	Variable	Definition and Measurement	Source
I	Investment	Logarithm of constant-price gross fixed capital formation	Statistical Center of Iran
Y	GDP	Logarithm of constant-price gross domestic product	Statistical Center of Iran
R	Interest Rate	Logarithm of the interbank interest rate	Central Bank of Iran
EU	Economic Uncertainty	Logarithm of the index based on internet search volume (following Bontempi et al., 2021)	Google Trends

For analysis, the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model is employed. This method allows for the separation and individual testing of the effects of increases and decreases in uncertainty and the interest rate in both the short and long run. The existence of a long-run relationship is tested using Pesaran et al.'s (2001) F-test, and the presence of asymmetric effects is examined using the Wald test. All estimations were performed using EViews software, employing the HAC (Newey-West) estimator to ensure the robustness of the results.

Results and Discussion

The diagnostic test results indicate the model has satisfactory structural and statistical stability. The CUSUM and CUSUMQ tests confirm the stability of parameters and error variance over the period. Furthermore, the assumptions of normality, no serial correlation, and homoscedasticity of

the residuals are upheld by the results of the Jarque-Bera, Breusch-Godfrey, and Breusch-Pagan tests. The model has high explanatory power ($R^2 = 0.917$), and the significant error correction term (ECM) coefficient (-0.983) shows that approximately 98% of deviations from the long-run equilibrium are corrected each quarter. Key findings of the NARDL model reveal strong asymmetric effects for the two main variables, which are also statistically confirmed by the Wald test:

Economic Uncertainty: In the long run, an increase in uncertainty (LEU_POS) has a strong and significant negative effect on investment (coefficient: -0.152). In contrast, a decrease in uncertainty (LEU_NEG) has no significant impact. This result indicates severe asymmetry: investment in Iran is highly sensitive to negative shocks (increasing uncertainty) but shows a weak response to improving conditions (decreasing uncertainty).

Interest Rate: The effect of a decrease in the interest rate (LR_NEG) on investment is positive and significant (coefficient: 0.192), whereas an increase in the interest rate (LR_POS) has no significant long-run effect. This asymmetry suggests that a policy of lowering interest rates can be an effective stimulus for investment, but raising them does not necessarily hinder investment, likely due to structural features of Iran's credit market.

Economic Growth: Gross domestic product has a positive, strong, and significant impact on investment in both the short and long run, re-emphasizing its key role as the primary driver of investment.

These results imply that in Iran's volatile economic environment, managing shocks that increase uncertainty and employing an asymmetric monetary policy prioritizing interest rate cuts, alongside fostering sustainable growth, are key strategies for overcoming investment stagnation.

Conclusion

This research demonstrated that the relationship between economic uncertainty, the interest rate, and investment in Iran is highly asymmetric. A key finding is that increasing uncertainty has a strong negative effect on investment, whereas decreasing uncertainty is not an effective stimulus. Furthermore, lowering the interest rate stimulates investment, but raising it has no significant impact. Economic growth is the strongest positive driver in both the short and long run. Three main policy implications are derived from these findings:

Priority should be given to controlling and mitigating shocks that increase uncertainty (e.g., political-economic instability), rather than relying on the effects of its reduction.

Monetary policy should be asymmetric and based on a gradual reduction of the interest rate, avoiding upward shocks.

Continuous strengthening of the foundations of economic growth is the ultimate key to stimulating investment.

For future research, examining these relationships with disaggregated data (private/public) and more advanced nonlinear methods is suggested.

Additional information

Authors' Contributions

This article is derived from the Doctoral dissertation of ***Mahdi Gholampour Fordoei*** in the field of Economics, conducted under the supervision of Dr. **Esmaiel Abounoori** and with the advisement of Dr. **Teymour Mohammadi**, in the Department of Department of Economics, Semnan University, Iran.

Conflict of interest

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

Financial Support

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

Acknowledgements

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

ORCID

Mahdi Gholampour Fordoei *https://orcid.org/0009-0006-1159-2023*

Esmaiel Abounoori *https://orcid.org/0000-0003-4168-7163*

Teymour Mohammadi *https://orcid.org/0000-0003-4394-774X*

نشریه 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 پنجم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵، صفحات: ۱ – ۴۰

DOI: 10.22034/jepr.2025.144167.1289

مقاله پژوهشی

نااطمینانی اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ایران: شواهدی از آثار نامتقارن**

مهدی غلامپور فردوئی*[۱]، اسمعیل ابونوری[۲]، تیمور محمدی[۳]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

۳. استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۵/۰۵ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۹/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۲۴ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۰۱

چکیده

سرمایه‌گذاری به‌عنوان موتور محرک رشد اقتصادی، نقشی حیاتی ایفا می‌کند، اما اقتصاد ایران طی سال‌های اخیر شاهد روند نزولی آن بوده است. نااطمینانی اقتصادی، به‌ویژه در شرایط تحریم و بی‌ثباتی سیاسی، یکی از مهم‌ترین عوامل کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در اقتصادهای درحال‌توسعه است. این مطالعه به تحلیل نامتقارن تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر سرمایه‌گذاری در ایران می‌پردازد و برای دستیابی به این هدف، از شاخص نوین «جستجوهای مرتبط با نااطمینانی اقتصادی» بهره می‌گیرد. این شاخص که بر پایه داده‌های جستجوی اینترنتی طراحی شده، بازتابی کمّی از بی‌ثباتی‌های ساختاری و ادواری اقتصاد ایران طی دو دهه اخیر ارائه می‌دهد و به طور معناداری با نقاط عطف تاریخی تشدید نااطمینانی (مانند تحریم‌ها، شوک‌های سیاسی و اقتصادی) همخوانی دارد. با بهره‌گیری از داده‌های فصلی (۱۳۸۸-۱۴۰۲) و رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، یافته‌ها نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری از حساسیتی نامتقارن برخوردار است که به شکل واکنش شدید به افزایش نااطمینانی اقتصادی (با اثر منفی معنادار) و بی‌تفاوتی نسب به کاهش آن (با ضریب غیرمعنادار) تجلی می‌یابد. همچنین، رشد اقتصادی تأثیری مثبت بر سرمایه‌گذاری دارد و نرخ بهره نیز تأثیری نامتقارن از خود نشان داده است. مزیت متمایزکننده این پژوهش، استفاده از روش‌شناسی NARDL برای شناسایی آثار نامتقارن و شاخص نوین نااطمینانی اقتصادی است که امکان تحلیل واقع‌گرایانه‌تری از رفتار سرمایه‌گذاری در شرایط بی‌ثباتی را فراهم می‌کند.

واژگان کلیدی: نااطمینانی اقتصادی، سرمایه‌گذاری، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی، آثار نامتقارن، شاخص جستجوهای مرتبط با نااطمینانی اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: E22، D81، C22، O53.

* **نویسنده مسئول:** مهدی غلامپور فردوئی آدرس رایانامه: m.gholampour@semnan.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۲۷۵۳۹۹۱۹

** **یادداشت:** مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری *مهدی غلامپور فردوئی* در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه سمنان است.

استناد به مقاله (APA): غلامپور فردوئی، مهدی، ابونوری، اسمعیل و محمدی، تیمور. (۱۴۰۵). نااطمینانی اقتصادی و سرمایه‌گذاری در ایران: شواهدی از آثار نامتقارن. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۵(۱)، ۱-۴۰. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.144167.1289

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_64256.html

© نویسنده (گان)، ۲۰۲۶. *نشریه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، منتشر شده به‌صورت آنلاین توسط 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

رشد و توسعه اقتصادی به‌عنوان هدفی کلیدی، همواره در کانون توجه سیاست‌گذاران و اقتصاددانان قرار داشته است. در چارچوب نظریات رشد، سرمایه‌گذاری نقشی محوری و دوگانه ایفا می‌کند: از یک سو، به‌عنوان مؤلفه‌ای کلیدی در تقاضای کل، رشد کوتاه‌مدت را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و ازسوی‌دیگر، با ایجاد ظرفیت‌های تولیدی جدید، بنیان رشد بلندمدت اقتصادی را پی‌ریزی می‌کند (Solow, 1956; Romer, 1990). بااین‌وجود، آمارها حاکی از کاهش تدریجی نرخ رشد سرمایه‌گذاری و سهم آن در اقتصاد ایران در سال‌های اخیر است. آمارهای مرکز آمار ایران گویای این واقعیت است که تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در دهه ۱۳۹۰ با نرخ رشد ۴۹- درصد در مقایسه با نرخ رشد ۶۴+ درصد در دهه ۱۳۸۰، کاهش چشمگیری را تجربه کرده است. ازاین‌رو، شناسایی عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری و نحوه اثرگذاری آن‌ها برای طراحی سیاست‌های پایدار در این حوزه از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

اگرچه سرمایه‌گذاری نقش اساسی در انباشت سرمایه بلندمدت ایفا می‌کند، نوسانات آن به‌ویژه در کوتاه‌مدت می‌تواند به‌عنوان یکی از منابع اصلی ناپایداری در چرخه‌های تجاری عمل کند. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری یکی از متغیرهای کلان با بیشترین حساسیت به شوک‌های اقتصادی است. نکته قابل‌تأمل این است که حتی شوک‌های کوچک اقتصادی یا تغییرات سیاستی نیز می‌توانند منجر به نوسانات محسوس در سرمایه‌گذاری شوند (Bond & Lombardi, 2006; Baker et al., 2022). به‌ویژه، در محیط‌های با نااطمینانی بالا، این حساسیت تشدید می‌شود، چرا که نااطمینانی می‌تواند باعث به‌تعویق‌افتادن تصمیم‌های سرمایه‌گذاری غیرقابل‌بازگشت گردد (Bloom, 2009). این ویژگی‌های حساسیت آمیز، لزوم مطالعه عمیق عوامل تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری - به‌ویژه نقش نااطمینانی اقتصادی - را در هر دو بازه زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت برای پژوهشگران و سیاست‌گذاران آشکار می‌سازد.

اقتصاد ایران طی دو دهه اخیر با چالش‌های ساختاری متعددی از قبیل تشدید تحریم‌های بین‌المللی، نوسانات شدید قیمت نفت، بی‌ثباتی سیاسی و شوک‌های ارزی مواجه بوده است (کیماسی و همکاران، ۱۳۹۵). این عوامل به شکل‌گیری محیطی پرتنش و همراه با نااطمینانی اقتصادی بالا انجامیده که مهم‌ترین پیامد آن، کاهش مستمر سرمایه‌گذاری داخلی بوده است. شواهد تجربی نیز حاکی از آن است که نااطمینانی اقتصادی می‌تواند یکی از موانع اصلی سرمایه‌گذاری باشد، به‌طوری که حتی می‌تواند اثرات منفی قوی‌تری نسبت به سایر عوامل داشته باشد (Bloom, 2009; Baker et al., 2016).

از طرفی نااطمینانی اقتصادی به‌عنوان یک متغیر نامشهود، مستقیماً قابل‌اندازه‌گیری نیست و همین امر، توسعه شاخص‌های جایگزین را به یک عرصه پویای پژوهشی تبدیل کرده است. در پاسخ به این چالش، طیفی از شاخص‌ها از معیارهای سنتی مبتنی بر نوسانات بازار (Bloom, 2009) تا شاخص «نااطمینانی سیاست اقتصادی»[1] مبتنی بر تحلیل محتوای اخبار (Baker et al., 2016) ابداع شده‌اند که هر یک زاویه‌ای خاص از این مفهوم

1. Economic Policy Uncertainty (EPU)

چندبعدی را پوشش می‌دهند. بااین‌حال، شکاف آشکاری در محاسبه یک شاخص بومی و کارا برای اقتصاد ایران که قادر به ثبت ادراک مستقیم کنشگران اقتصادی باشد، احساس می‌شود. این مطالعه در راستای پر کردن این شکاف، از روش نوآورانه بونتمپی و همکاران (۲۰۲۱)[1] که شاخص «جستجوهای مرتبط با نااطمینانی اقتصادی»[2] را ارائه می‌دهند، بهره می‌برد. این شاخص پیشرفته با تحلیل حجم جستجوهای اینترنتی در حوزه‌های مرتبط با نااطمینانی اقتصادی، امکان کمی‌سازی ادراک عوامل اقتصادی از بی‌ثباتی را فراهم می‌سازد.

شاخص‌های مختلف نااطمینانی اقتصادی به طور گسترده‌ای توسط پژوهشگران به‌منظور تحلیل تأثیرات آن بر متغیرهای کلان اقتصادی به کار گرفته شده است. ادبیات موجود، اثر این شاخص‌ها را بر مواردی همچون «فعالیت‌های اقتصادی و پیامدهای سطح بنگاه» (Baker et al., 2016) «بازده سرمایه‌گذاری نهادی» (Ali et al., 2022)، «سرمایه‌گذاری شرکتی» (Farooq et al., 2022)، «بازارهای سهام» (Nusair & Al-Khasawneh, 2022)، «بازار رمزارزها» (Simran & Sharma, 2023) و «تقاضای پول» (Nusair et al., 2024) و «سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی» (Tabash, 2025) موردتأیید قرار داده است. باتوجه‌به این پیشینه، می‌توان دریافت که مطالعات متعددی به تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر ابعاد گوناگون اقتصاد کلان در کشورهای پیشرفته و نوظهور پرداخته‌اند. بااین‌حال، تا آنجا که دانش ما اجازه می‌دهد، تأثیر «نااطمینانی اقتصادی» بر «سرمایه‌گذاری داخلی» در اقتصادهای درحال‌توسعه مانند ایران کمتر موردتوجه قرار گرفته است. ازاین‌رو، این امر به‌عنوان شکاف بالقوه‌ای در ادبیات‌پژوهشی حوزه سرمایه‌گذاری شناسایی می‌شود که مطالعه حاضر در پی بررسی آن است.

در ادبیات اقتصادی، اگرچه تأثیر منفی نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری محرز شده است؛ اما اکثر این مطالعات به برآوردهای متقارن بسنده کرده‌اند. ازآنجاکه احساسات و انتظارات سرمایه‌گذاران در شرایط مختلف، به‌احتمال زیاد یکسان عمل نمی‌کند، میزان تأثیر افزایش شاخص نااطمینانی اقتصادی بر سرمایه‌گذاری لزوماً معادل تأثیر کاهش آن نیست؛ در نتیجه، این تأثیر ماهیتی نامتقارن خواهد داشت. این استدلال از دیدگاه فورستر (۲۰۱۴)[3] نشئت می‌گیرد که استدلال می‌کند نااطمینانی دارای اثرات نامتقارن[4] است و کاهش نااطمینانی لزوماً اثرات افزایش آن را خنثی یا جبران نمی‌کند؛ بنابراین، شناسایی دقیق سازوکار اثرگذاری نااطمینانی، به‌ویژه با درنظرگرفتن امکان نامتقارن بودن این رابطه، گام ضروری برای طراحی سیاست‌های اثربخش جهت خروج از رکود سرمایه‌گذاری به شمار می‌آید. نکتهٔ حائز اهمیت آن است که اگر رابطه بین سرمایه‌گذاری و متغیرهای مرتبط با آن نامتقارن باشد، فرض خطی‌بودن به منزله تصریح نادرست مدل خواهد بود.

براین‌اساس، پرسش اصلی این پژوهش آن است که آیا کاهش نااطمینانی (مانند دوره پس از توافق هسته‌ای ۱۳۹۴) به‌اندازه افزایش آن (مانند دوره پس از خروج آمریکا از برجام) بر سرمایه‌گذاری در ایران تأثیرگذار است؟ پاسخ به این پرسش، با به‌کارگیری روش‌های غیرخطی، امکان ارائه تصویر واقعی‌تر و سیاست‌های کارآمدتری را برای ثبات‌بخشی به فضای سرمایه‌گذاری ایران فراهم می‌کند. این پژوهش با تمرکز بر اقتصاد ایران

1. Bontempi et al. (2021)
2. Economic Uncertainty Related Queries (EURQ)
3. Foerster (2014)
4. Asymmetric Effects

از طریق به‌کارگیری مجموعه داده‌های به‌روز طی دوره (۱۴۰۲-۱۳۸۸)، در پی پر کردن این شکاف با تحلیل آثار نامتقارن نااطمینانی اقتصادی[1] بر سرمایه‌گذاری هم پویایی‌های کوتاه‌مدت و هم‌روندهای بلندمدت آن را مورد واکاوی قرار می‌دهد. چارچوب نظری مطالعه حاضر، علاوه بر مبانی کلاسیک (Bloom et al., 2018) بر ادبیاتی تکیه دارد که به بررسی سازوکارهای انتقال شوک‌های نااطمینانی در اقتصادهای با نهادهای ضعیف و بازارهای مالی کم‌عمق می‌پردازد (Carrière-Swallow & Céspedes, 2013).

در مطالعه حاضر به‌منظور بررسی وجود آثار نامتقارن نااطمینانی اقتصادی بر سرمایه‌گذاری در ایران از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)[2] که توسط شین و همکاران (۲۰۱۴)[3] توسعه‌یافته، استفاده می‌شود. مزیت کلیدی این روش، توانایی آن در تفکیک و برآورد جداگانه اثرات افزایش و کاهش متغیر مستقل (نااطمینانی) بر متغیر وابسته (سرمایه‌گذاری) در یک چارچوب یکپارچه است. به‌منظور تدوین یک مدل جامع، اثرات نامتقارن نرخ بهره نیز به‌عنوان متغیر کلیدی که نماینده هزینه سرمایه است، در نظر گرفته می‌شود. این انتخاب مبتنی بر شواهد تجربی مانند لانگ و همکاران (۲۰۲۱)[4] و الحکیمی و شاما (۲۰۲۲)[5] و اددویین و همکاران (۲۰۲۳)[6] است که نشان می‌دهند واکنش سرمایه‌گذاری به افزایش و کاهش هزینه سرمایه می‌تواند متفاوت باشد.

بنابراین، این مطالعه نه‌تنها به آزمون فرضیه نامتقارن بودن تأثیر نااطمینانی می‌پردازد، بلکه با درنظرگیری هم‌زمان نامتقارن بودن تأثیر هزینه سرمایه، به درک جامع‌تری از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در محیط پرنوسان اقتصاد ایران دست می‌یابد. براین‌اساس مقاله حاضر در پنج بخش اصلی سازمان‌دهی شده است: در ادامه در بخش دوم، مروری جامع بر ادبیات‌پژوهش شامل مبانی نظری، ادبیات اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی و پیشینه تجربی صورت خواهد گرفت. سپس بخش سوم به تشریح روش‌شناسی پژوهش و محاسبه شاخص نااطمینانی اقتصادی، اختصاص دارد. در ادامه، بخش چهارم به تحلیل یافته‌های تجربی پژوهش می‌پردازد. سرانجام، در بخش پنجم، نتایج به‌دست‌آمده در چارچوب ادبیات موضوع مورد بحث و تفسیر قرار گرفته و جمع‌بندی نهایی همراه با پیشنهادهای کاربردی ارائه می‌شود.

۲. ادبیات‌پژوهش

در این بخش ابتدا مبانی نظری ارتباط میان نااطمینانی اقتصادی و سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار می‌گیرد که شامل مرور ادبیات مربوط به روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی نیز می‌شود. سپس، پیشینه تجربی پژوهش در قالب مطالعات داخلی و خارجی تحلیل می‌گردد. در پایان نیز جمع‌بندی و وجوه نوآورانه تحقیق حاضر تشریح می‌شود.

---

1. Economic Uncertainty
2. Nonlinear Auto-Regressive Distributed Lags
3. Shin et al. (2014)
4. Long et al. (2021)
5. Alhakimi & Shama (2022)
6. Adedoyin et al. (2023)

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. نااطمینانی اقتصادی

نااطمینانی اقتصادی به شرایطی اطلاق می‌شود که عوامل اقتصادی به دلیل مواجهه با نوسانات شدید متغیرهای کلان، بی‌ثباتی سیاست‌گذاری‌ها یا شوک‌های خارجی، فاقد اطلاعات کافی برای تشکیل انتظارات قطعی درباره تحولات آتی هستند (Baker et al., 2016; Bloom, 2014). این مفهوم به طور اساسی با «ریسک» متفاوت است؛ درحالی‌که ریسک مربوط به موقعیت‌هایی با توزیع احتمالات شناخته‌شده است، نااطمینانی به شرایطی اشاره دارد که حتی خود احتمالات نیز ناشناخته هستند (Bloom, 2014). این تمایز دارای پیامدهای مهمی برای رفتار اقتصادی است. در شرایط نااطمینانی بالا، تصمیم‌گیرندگان به راهبُرد محافظه‌کارانه «انتظار و مشاهده»[1] روی می‌آورند، چرا که فاقد اطلاعات لازم برای ارزیابی دقیق وضعیت آینده هستند. این رفتار محتاطانه به‌ویژه در کاهش چشمگیر تمایل به سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و برگشت‌ناپذیر مشهود است، زیرا سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند تا زمان کاهش ابهامات، از تعهد منابع خود خودداری کنند (Baker et al., 2022).

نظریات اقتصادی به طور گسترده‌ای به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری و نااطمینانی اقتصادی می‌پردازند. مشخصه اصلی ادبیات نظری، ابهام در علامت رابطه بین سرمایه‌گذاری و نااطمینانی اقتصادی است (Koetse et al., 2009). مطالعات اولیه بیشتر از تأثیرات مثبت نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری حمایت می‌کردند. مطالعات نظری که نشان‌دهنده اثرات مثبت نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری است (Pindyck, 1982; Abel, 1983; Hartman, 1972) بر اساس فرضیاتی مانند: (۱) شرکت‌های رقابتی بی‌تفاوت نسبت به ریسک (ریسکی خنثی)، (۲) بازده ثابت به مقیاس و (۳) تابع هزینه تعدیل محدب[2] (متقارن) انجام‌شده‌اند. در این چارچوب، نااطمینانی می‌تواند به‌عنوان یک عامل محرک برای سرمایه‌گذاری عمل کند، زیرا شرکت‌ها ممکن است در شرایط نااطمینانی، فرصت‌های سودآوری جدیدی را شناسایی کرده و برای بهره‌برداری از این فرصت‌ها سرمایه‌گذاری کنند. به‌عبارت‌دیگر، در این مدل‌ها، نااطمینانی می‌تواند انگیزه‌ای برای شرکت‌ها ایجاد کند تا در پروژه‌هایی با بازده بالقوه بالا سرمایه‌گذاری کنند، حتی اگر این پروژه‌ها با ریسک بیشتری همراه باشند. بااین‌حال، این نتایج به شرایط خاصی وابسته هستند و در صورت تغییر این فرضیات (مثلاً درنظرگرفتن ریسک‌گریزی شرکت‌ها یا هزینه‌های تعدیل نامتقارن)، اثرات نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری می‌تواند متفاوت باشد؛ بنابراین، درک کامل تأثیر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری نیازمند درنظرگرفتن طیف وسیعی از عوامل و شرایط اقتصادی است.

مهم‌ترین چارچوب نظری برای تحلیل اثر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری، «نظریه گزینه‌های واقعی»[3] است که سرمایه‌گذاری را نه به‌عنوان تصمیمی برگشت‌پذیر، بلکه به‌عنوان اعمال یک «گزینه» باارزش انتظاری می‌نگرد (Dixit & Pindyck, 1994; Bloom, 2014). در این چارچوب، افزایش نااطمینانی، «ارزش گزینه انتظار»[4] را افزایش می‌دهد، زیرا بنگاه‌ها ترجیح می‌دهند برای کسب اطلاعات بیشتر، تصمیم‌گیری را به تعویق‌اندازند تا از

1. Wait-and-See
2. Convex Adjustment Cost
3. Real Options
4. The Option Value of Waiting

تعهد منابع خود در پروژه‌های برگشت‌ناپذیر اجتناب کنند (Bernanke, 1983; Bloom, 2009). درجه برگشت ناپذیری، یک عامل کلیدی در تعدیل شدت اثر نااطمینانی است. در اقتصادهایی با بازارهای ثانویه کم‌عمق و نهادهای مالی ضعیف (ویژگی‌های بارز بسیاری از اقتصادهای درحال‌توسعه از جمله ایران)، دارایی‌های سرمایه‌ای از درجه برگشت‌ناپذیری بالاتری برخوردارند (Carrière-Swallow & Céspedes, 2013). این امر موجب می‌شود «ارزش گزینه انتظار» در مواجهه با نااطمینانی، به طور قابل‌توجهی افزایش یابد و در نتیجه، اثر بازدارندگی نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری در این اقتصادها بسیار قوی‌تر باشد. مطالعات تجربی جدید از این نظریه حمایت می‌کنند و نشان می‌دهند که در بستر نهادهای ضعیف، شوک‌های نااطمینانی می‌توانند کاهش‌های شدیدتری در سرمایه‌گذاری ایجاد کنند (Cascaldi-Garcia et al., 2023).

«ریسک‌گریزی»[1] و «بازار ناقص»[2] منجر به رابطه منفی‌بین سرمایه‌گذاری و نااطمینانی می‌شود (Caballero, 1991). در دوره‌های نااطمینانی بالا، سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز فعالیت‌های سرمایه‌گذاری خود را به تعویق می‌اندازند و برای پذیرش هر واحد اضافی ریسک، صرف ریسک بالاتری مطالبه می‌کنند. صرف ریسک بازده اضافی است که سرمایه‌گذاران یا وام‌دهندگان برای جبران نااطمینانی یا ریسک مرتبط با یک سرمایه‌گذاری یا وام طلب می‌کنند. این موضوع منجر به افزایش هزینه سرمایه برای شرکت‌ها می‌شود، زیرا آن‌ها اکنون با نرخ‌های بهره بالاتر برای استقراض یا بازده موردانتظار بالاتر برای سرمایه‌گذاران مواجه می‌شوند. این امر باعث می‌شود رابطه بین سرمایه‌گذاری و نااطمینانی منفی شود (Zeira, 1990). بازار ناقص نیز به وضعیتی اشاره دارد که در آن اطلاعات به طور کامل و به‌موقع در اختیار سرمایه‌گذاران نیست یا امکان دسترسی به ابزارهای مالی برای مدیریت ریسک محدود است. این شرایط منجر به افزایش تأثیر نااطمینانی بر رفتار سرمایه‌گذاران می‌شود. کابالرو (۱۹۹۱)[3] در مطالعه خود نشان می‌دهد در بازار ناقص، سرمایه‌گذاران نمی‌توانند ریسک خود را به طور مؤثر متنوع‌سازی کنند؛ بنابراین، اثرات منفی ناشی از نااطمینانی شدیدتر می‌شود و منجر به توقف یا کاهش سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلندمدت و پرریسک می‌گردد.

بسیاری از مطالعات نظری به مسئله کاهش سرمایه‌گذاری به دلیل تأثیر نااطمینانی و افزایش اصطکاک‌های مالی در دوره‌های با نااطمینانی بالا پرداخته‌اند. به طور خاص، مطالعاتی مانند آرلانو و همکاران (۲۰۱۶)[4] و گیلکریست و همکاران (۲۰۱۴)[5] نشان داده‌اند که افزایش نااطمینانی از طریق تأثیر بر صرف ریسک و افزایش اصطکاک‌های مالی، باعث کاهش جریان وجوه و درنتیجه کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. اصطکاک‌های مالی به موانعی اشاره دارد که باعث می‌شوند شرکت‌ها نتوانند به‌راحتی به منابع مالی دسترسی پیدا کنند. این موانع می‌توانند شامل افزایش هزینه‌های استقراض، کاهش دسترسی به اعتبار یا افزایش محدودیت‌های وام‌دهی باشند. در دوره‌های نااطمینانی بالا، اصطکاک‌های مالی افزایش می‌یابند، زیرا وام‌دهندگان و سرمایه‌گذاران محتاط‌تر

1. Risk Aversion
2. Incomplete Market
3. Caballero (1991)
4. Arellano et al. (2016)
5. Gilchrist et al. (2014)

می‌شوند و ریسک‌پذیری خود را کاهش می‌دهند. درنتیجه، شرکت‌ها با دشواری بیشتری در دسترسی به منابع مالی موردنیاز برای پروژه‌های سرمایه‌گذاری مواجه می‌شوند. مدل تجربی این پژوهش، با درنظرگیری این چارچوب نظری، به آزمون این می‌پردازد که آیا شدت اثر این مکانیزم‌ها در مواجهه با افزایش نااطمینانی، با شدت اثر آن‌ها در مواجهه با کاهش نااطمینانی یکسان است یا خیر. به‌عبارت‌دیگر، آیا رابطه بین نااطمینانی و سرمایه‌گذاری در ایران که کشوری با عمق مالی کم و در معرض شوک‌های خارجی فراوان است، نامتقارن است؟

نرخ بهره نیز به‌عنوان یکی از متغیرهای کلیدی در تعیین هزینه سرمایه و محدودیت‌های استقراض، نقش تعیین‌کننده‌ای در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند. مطالعات نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری از حساسیت بالایی نسبت به تغییرات هزینه سرمایه برخوردار است، به‌طوری که افزایش نرخ بهره می‌تواند تأثیر معناداری بر کاهش سطح سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها داشته باشد (Mojon et al., 2002). از منظر نظری، افزایش نرخ بهره موجب کاهش بازدهی نهایی پروژه‌های سرمایه‌گذاری شده و در نتیجه انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را تضعیف می‌کند (Nainggolan et al., 2015). اگرچه شواهد تجربی رابطه معکوس بین نرخ بهره و سرمایه‌گذاری را تأیید می‌کنند، اما تحقیقات کمتری به بررسی تأثیر نامتقارن نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند. برخی مطالعات نشان داده‌اند که نرخ بهره به دلیل واکنش‌های نامتقارن عوامل اقتصادی، اثرات نامتقارنی بر شاخص‌های کلان اقتصادی مانند درآمد ملی و سطح قیمت‌ها دارد (Georgiadis, 2015; Florio, 2004). در این راستا، می‌توان انتظار داشت که سرمایه‌گذاری نیز به‌عنوان یکی از اجزای تقاضای کل از رابطه نامتقارنی با نرخ بهره برخوردار باشد. بر اساس یافته‌های آقیون و همکاران (۲۰۱۰)[1]، محدودیت‌های تأمین مالی تأثیر نامتقارنی بر سرمایه‌گذاری دارند؛ به‌گونه‌ای که تشدید این محدودیت‌ها موجب کاهش قابل‌توجه سرمایه‌گذاری می‌شود، درحالی‌که کاهش محدودیت‌ها تأثیر کم‌تری بر افزایش سرمایه‌گذاری دارد. همچنین مطالعاتی مانند لانگ و همکاران (۲۰۲۱) و الحکیمی و شاما (۲۰۲۲) و اددویین و همکاران (۲۰۲۳) به این نتیجه دست یافته‌اند که اثر بازدارندگی افزایش نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری، قوی‌تر از اثر محرک کاهش آن است. این یافته‌ها مؤید آن است که نرخ بهره ممکن است در شرایط مختلف، تأثیرات نامتقارنی بر انگیزه‌های سرمایه‌گذاری داشته باشد.

۲-۱-۲. اندازه‌گیری نااطمینانی اقتصادی

مطالعه نااطمینانی اقتصادی به‌عنوان یک حوزه پژوهشی مستقل، در سال‌های اخیر تحولات چشمگیری را تجربه کرده است. نقطه عطف این تحولات به سال ۲۰۰۹ و اظهارات بلوم (۲۰۰۹)[2] باز می‌گردد که به فقدان مدل‌های مناسب برای تحلیل تأثیر شوک‌های نااطمینانی - در مقایسه با شوک‌های متعارف مانند شوک‌های فناوری یا قیمت نفت - اشاره کرد. این چالش، محققان را بر آن داشت تا با توسعه چارچوب‌های نظری و روش‌شناختی جدید، به بررسی نظام‌مند آثار نااطمینانی بپردازند. رشد سریع این حوزه پژوهشی پس از ۲۰۰۹ عمدتاً تحت‌تأثیر سه عامل کلیدی بوده است. نخست، تجربه بحران مالی ۲۰۰۸ بود که نقش نااطمینانی را به‌عنوان محرک رکود اقتصادی برجسته ساخت. دوم، انقلاب داده‌ای با فراهم‌آوردن دسترسی به منابع جدیدی مانند داده‌های پانلی

1. Aghion et al. (2010)
2. Bloom (2009)

بنگاه‌ها و پایگاه‌های خبری آنلاین، امکان تحلیل‌های عمیق‌تر را ایجاد کرد. سوم، پیشرفت‌های محاسباتی، بستر لازم برای مدل‌سازی پیچیدگی‌های نااطمینانی را فراهم آورد. در پاسخ به نیازهای پژوهشی این حوزه، طیف وسیعی از شاخص‌های اندازه‌گیری توسعه یافته‌اند که بلوم (۲۰۱۴) آن‌ها را در چند دسته اصلی طبقه‌بندی می‌کند. این شاخص‌ها شامل شاخص‌های مبتنی بر بازار (مانند نوسانات بازار سهام)، شاخص‌های کلان اقتصادی (نوسانات تولید ناخالص داخلی)، شاخص‌های پیش‌بینی (عدم اتفاق‌نظر کارشناسان)، شاخص‌های رسانه‌ای (تکرار واژه نااطمینانی در اخبار) و شاخص‌های بخش واقعی (پراکندگی بهره‌وری بنگاه‌ها) می‌شوند. این تنوع شاخص‌ها بازتابی از ماهیت چندبعدی نااطمینانی اقتصادی است که اندازه‌گیری آن را نیازمند رویکردی جامع و ترکیبی می‌سازد. ماینن و روئه (۲۰۱۷)[1] نیز در ادبیات این حوزه پنج نوع نماینده نااطمینانی را در زمینه سرمایه‌گذاری در چهار کشور اتحادیه اروپا برجسته می‌دانند. معیارهای نااطمینانی شامل نوسانات بازار سهام، پراکندگی انتظارات مبتنی بر نظرسنجی، نااطمینانی سیاست بر اساس روزنامه و دو معیار دیگر مبتنی بر غیرقابل‌پیش‌بینی بودن. در یک نگاه کلی‌تر بونتمپی و همکاران (۲۰۱۶)[2] روش‌های اندازه‌گیری نااطمینانی را به سه دسته شاخص‌های نااطمینانی بر پایه بازارهای مالی، شاخص‌های نااطمینانی بر پایه داشتن قابلیت پیش‌بینی و شاخص‌های نااطمینانی بر پایه اخبار یا رسانه تقسیم‌بندی کرده‌اند.

شاخص‌های مبتنی بر بازارهای مالی که عمدتاً بر نوسانات قیمت سهام تمرکز دارند، از چند جهت مورد نقد قرار گرفته‌اند. نخست همان‌طور که رومر (۱۹۹۰)[3] اشاره کرده است، این شاخص‌ها تنها بخش محدودی از اقتصاد (بازار سرمایه) را پوشش می‌دهند و نمی‌توانند نااطمینانی موجود در سایر بخش‌های اقتصادی را به‌درستی اندازه‌گیری کنند. دوم، همان‌گونه که بکارت و همکاران (۲۰۱۳)[4] نشان داده‌اند، بسیاری از نوسانات مشاهده شده در این شاخص‌ها ممکن است ناشی از عوامل دیگری مانند ریسک‌گریزی سرمایه‌گذاران یا اثرات اهرمی باشد، نه صرفاً نااطمینانی اقتصادی. رویکردهای مبتنی بر نظرسنجی نیز با چالش‌های جدی مواجه هستند. ماینن و روئه (۲۰۱۷) خاطرنشان کرده‌اند که این روش‌ها عموماً محدود به متغیرهای خاصی هستند و پوشش جامعی ارائه نمی‌دهند. ازسوی‌دیگر، سو (۲۰۱۳) به وجود تورش‌های سیستماتیک در داده‌های نظرسنجی اشاره کرده است که می‌تواند به تصویری نادرست از سطح واقعی نااطمینانی منجر شود.

در پاسخ به این محدودیت‌ها، موج جدیدی از پژوهش‌ها ظهور کرده است که بر استفاده از داده‌های دیجیتال (مانند اخبار و جستجوهای اینترنتی) برای اندازه‌گیری نااطمینانی تأکید دارند و بامطالعه پیشگامانه بیکر و همکاران (۲۰۱۶)[5] و معرفی شاخص «نااطمینانی سیاست اقتصادی» آغاز شد. این شاخص مبتنی بر تحلیل فراوانی اشاره به مفاهیم مرتبط با نااطمینانی در رسانه‌های خبری بوده و از طریق وبگاه تخصصی شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی[6] در دسترس محققان قرار گرفته است. این روند پژوهشی با مطالعات بونتمپی و

1. Meinen & Roehe (2017)
2. Bontempi et al. (2016)
3. Romer (1990)
4. Bekaert et al. (2013)
5. Baker et al. (2016)
6. http://policyuncertainty.com/EURQ_monthly.html

همکاران تکامل یافت که در سه مرحله (۲۰۱۶، ۲۰۱۹ و ۲۰۲۱) به توسعه شاخص نوآورانه «جستجوهای مرتبط با نااطمینانی اقتصادی» منجر شد. این شاخص که مبتنی بر تحلیل حجم جستجوهای اینترنتی در موتورهای جستجو است، امکان سنجش کمی‌تر و لحظه‌ای‌تر از ادراک عوامل اقتصادی از نااطمینانی را فراهم می‌سازد. این تحولات روش‌شناختی امکان تحلیل دقیق‌تر و کاربردی‌تر از تأثیرات نااطمینانی بر متغیرهای اقتصادی را فراهم آورده است.

این رویکرد جدید در سنجش نااطمینانی اقتصادی با بهره‌گیری از شاخص حجم جستجوی اینترنتی[1] تحولی در اندازه‌گیری این مفهوم ایجاد کرده است. این روش که بر مبانی روان‌شناسی اقتصادی استوار است، از این اصل اساسی نشئت می‌گیرد که نااطمینانی به‌عنوان محصول ناآگاهی، موجب برانگیختن رفتار جستجوی اطلاعات در افراد می‌شود (Lemieux & Peterson, 2011). در دنیای امروز که اینترنت به کانال اصلی دستیابی به اطلاعات تبدیل شده، الگوهای جستجوی کاربران پنجره‌ای به ادراک عمومی از نااطمینانی اقتصادی گشوده است. شاخص جستجوی اینترنتی به‌عنوان ابزاری نوین در سنجش نااطمینانی اقتصادی، دارای مزایای متعددی است که آن را از شاخص‌های سنتی متمایز می‌سازد. مهم‌ترین برتری این روش، سنجش مستقیم رفتار واقعی کاربران است که برخلاف شاخص‌های مبتنی بر اخبار - که صرفاً برداشت رسانه‌ها را منعکس می‌کنند - امکان اندازه‌گیری بی‌واسطه‌تر نااطمینانی را فراهم می‌آورد. این ویژگی منجر به کاهش قابل‌توجه سوگیری‌های رسانه‌ای شده، چرا که با حذف نقش واسطه‌ای رسانه‌ها، داده‌های خالص‌تری از ادراک عمومی ارائه می‌دهد. از دیگر مزایای بارز این شاخص می‌توان به واکنش سریع و لحظه‌ای به تغییرات نگرش‌های اقتصادی اشاره کرد که امکان رصد بلادرنگ تحولات را ممکن می‌سازد. همچنین جامعیت آماری ناشی از حجم عظیم‌داده‌های جستجو، پایگاه تحلیلی گسترده و قابل‌اعتمادی برای پژوهشگران ایجاد کرده است. این روش نوین با عبور از محدودیت‌های شاخص‌های سنتی، نه‌تنها امکان اندازه‌گیری کمّی پدیده‌ای را فراهم آورده که پیش‌تر غیرقابل‌سنجش تلقی می‌شد، بلکه با نمایش بی‌واسطه نااطمینانی شکل‌گرفته در ذهن کنشگران اقتصادی، به ابزاری کارآمد در تحلیل‌های کلان اقتصادی تبدیل شده است. ترکیب این ویژگی‌ها، شاخص جستجوی اینترنتی را به گزینه‌ای مناسب برای سنجش نااطمینانی در تحقیقات اقتصادی معاصر تبدیل کرده است. این انتخاب مبتنی بر دو دلیل بنیادین صورت‌گرفته است: اولاً، علی‌رغم نقش‌محوری نااطمینانی در تعیین رفتارهای اقتصادی (Bloom, 2014)، شاخصی جامع و عینی برای اندازه‌گیری آن توسعه‌نیافته است. این چالش ناشی از ماهیت چندبعدی و پویای نااطمینانی است که تحت‌تأثیر رویدادهای ناهمگن با الگوهای توزیع ناشناخته میان کنشگران اقتصادی قرار دارد. ثانیاً، روش‌های مرسوم سنجش نااطمینانی - شامل شاخص‌های مبتنی بر بازارهای مالی، نظرسنجی‌های تخصصی و تحلیل محتوای رسانه‌ای - عمدتاً بر بخش‌های محدودی از اقتصاد متمرکز بوده و قادر به ثبت مستقیم واکنش‌های فردی نیستند. در مقابل، روش جستجوهای اینترنتی با ثبت بی‌واسطه رفتار جستجوی کاربران، پنجره‌ای به ادراک عمومی از نااطمینانی اقتصادی گشوده و امکان سنجش لحظه‌ای و همه‌جانبه‌تری از این پدیده پیچیده را فراهم می‌آورد.

1. Google Trends

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

گودرزی فراهانی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای بر اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۳۶۸- ۱۳۹۸) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) به بررسی تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد که شوک‌های نااطمینانی سیاست پولی و مالی منجر به افزایش بی‌ثباتی در نرخ ارز می‌شوند و اثر شوک‌های منفی نااطمینانی بر نوسانات نرخ ارز شدیدتر از شوک‌های مثبت است.

باقرزاده آذر و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای بر اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۳۵۷- ۱۳۹۷) با استفاده از مدل خودرگرسیونی انتقال ملایم (STAR)[1] تأثیر غیرخطی نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی با نقش تعدیل‌گری توسعه بازار سرمایه را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد نااطمینانی در سطوح پایین سرمایه‌گذاری اثر منفی و در سطوح بالا اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.

لونی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی بر روی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی (۱۳۹۸-۱۳۸۵) با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[2]، اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری شرکتی را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد تمامی اشکال نااطمینانی اقتصادی (تورم، نرخ بهره، نرخ ارز، رشد اقتصادی، سیاست پولی و مالی) و همچنین شاخص ترکیبی نااطمینانی، اثر منفی و معناداری بر سرمایه‌گذاری شرکتی دارند.

عباسیان و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای برای سه کشور دارنده ذخایر گاز (ایران، روسیه و قطر) طی دوره زمانی (۲۰۱۷-۱۹۹۷) به طراحی شاخص عدم اطمینان شرایط سرمایه‌گذاری پرداختند. بدین منظور ابتدا متغیرهای مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (شامل رشد اقتصادی، تورم، نرخ بهره، ارزش بازار سهام و درجه بازبودن تجاری) را با روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (FGLS)[3] در داده‌های پانل شناسایی کردند. سپس با به‌کارگیری مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (GARCH)[4] و تلفیق نوسانات متغیرها با وزن‌دهی مبتنی بر مدل پانل، شاخص ترکیبی عدم اطمینان را طراحی نمودند. یافته‌های پژوهش نشان داد که شاخص طراحی‌شده به‌خوبی نوسانات ناشی از تحولات اقتصادی و سیاست‌های کلان را نمایش می‌دهد و می‌تواند به‌عنوان معیاری مناسب برای ارزیابی وضعیت عدم اطمینان در اختیار سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران قرار گیرد.

رضاقلی‌زاده و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای بر شرکت‌های گروه محصولات شیمیایی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی (۱۴۰۰-۱۳۸۹) با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (GARCH) برای اندازه‌گیری نااطمینانی قیمت نفت و به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، اثر نامتقارن نااطمینانی قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری شرکتی را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد نااطمینانی قیمت نفت اثر منفی بر سرمایه‌گذاری دارد و این اثر برای شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت نامتقارن است.

---

1. Smooth Transition Autoregressive
2. Generalized Method of Moments
3. Feasible Generalized Least Squares
4. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

گودرزی فراهانی و عباسی نژاد (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای برای اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۴۰۱-۱۳۷۰) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1]، اثر شوک‌های نااطمینانی سیاست پولی، مالی و ارزی را بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که شوک‌های نااطمینانی موجب کاهش معنادار سرمایه‌گذاری، مصرف بخش خصوصی و اشتغال شده است. در مقابل، نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز را افزایش می‌دهند.

یاوری فر و همکاران (۱۴۰۲) نیز در مطالعه‌ای بر اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۴۰۱-۱۳۶۸) با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، تأثیر شوک‌های نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد این شوک‌ها موجب کاهش سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف بخش خصوصی شده و در مقابل، نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز را افزایش می‌دهند.

کاشیان و همکاران (۱۴۰۴) در مطالعه‌ای بر اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۴۰۲-۱۳۷۶) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) و با ساخت شاخص نااطمینانی از طریق ترکیب مدل ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (GARCH)[2] و تحلیل مؤلفه‌های اصلی[3]، به بررسی آثار نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر کارایی سیستم مالی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که شوک‌های مثبت و منفی نااطمینانی اقتصادی اثرات نامتقارنی بر کارایی سیستم مالی دارند، به‌طوری که کاهش نااطمینانی موجب بهبود کارایی سیستم مالی و افزایش نااطمینانی منجر به تضعیف آن می‌شوند.

ستوده‌نیا کرانی و شفیع‌زاد آبکنار (۱۴۰۴) در مطالعه‌ای بر اقتصاد ایران با استفاده از روش خودرگرسیون برداری برهم‌کنشی (IVAR)[4] به بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر رشد اقتصادی و کارایی سیاست‌های پولی پرداختند. یافته‌های این پژوهش نشان داد که نااطمینانی اقتصادی به طور قابل‌توجهی بر سیاست‌های پولی و رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد.

پدرام و همکاران (۱۴۰۴) در مطالعه‌ای بر اقتصاد ایران طی دوره زمانی (۱۳۷۹- ۱۴۰۱) با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)[5] تأثیر نامتقارن نااطمینانی اقتصادی بر تقاضای پول در ایران را بررسی کردند. یافته‌ها نشان دادبین تقاضای پول، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و شاخص نااطمینانی رابطه بلندمدت وجود دارد. همچنین تکانه‌های مثبت و منفی نااطمینانی اقتصادی، تأثیر نامتقارن بر تقاضای پول دارند.

پوردهقان اردکان و همکاران (۱۴۰۴) در مطالعه‌ای بر ۱۴ کشور درحال‌توسعه طی دوره زمانی (۱۹۹۲-۲۰۲۲) با استفاده از مدل پنل آستانه‌ای، اثر غیرخطی نااطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری خارجی را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد اثر نااطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری خارجی به موقعیت اولیه کشورها بستگی دارد، به‌طوری که کشورهای با وضعیت اولیه سرمایه‌گذاری خالص بالاتر، مقاومت بیشتری در برابر نوسانات نااطمینانی اقتصادی جهانی نشان می‌دهند.

---

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium
2. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)
3. Principal Component Analysis (PCA)
4. Interactive Vector Autoregression
5. Vector Autoregression

بیکر و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای برای ایالات متحده و ۱۲ اقتصاد بزرگ دیگر با طراحی شاخص نوآورانه نااطمینانی سیاست اقتصادی (EPU)[1] مبتنی بر تحلیل محتوای روزنامه‌ها و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) اثرات نااطمینانی را در سطوح خرد و کلان بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد در سطح بنگاه‌ها، نااطمینانی سیاست‌گذاری با افزایش نوسانات قیمت سهام، کاهش سرمایه‌گذاری و اشتغال در بخش‌های حساس همراه است. در سطح کلان نیز، افزایش نااطمینانی موجب کاهش سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال می‌شود.

بهمنی اسکویی و ساها (۲۰۱۹)[2] در مطالعه‌ای بر پنج کشور (کانادا، کره، انگلیس، آمریکا و ژاپن)، با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) اثرات نامتقارن نااطمینانی سیاست‌گذاری بر قیمت سهام را بررسی کردند. یافته‌های کلیدی نشان داد که برخلاف نتایج مدل‌های خطی، نااطمینانی سیاست‌گذاری نه‌تنها اثرات کوتاه‌مدت، بلکه اثرات بلندمدت نامتقارنی بر قیمت سهام دارد. به طور مشخص، افزایش نااطمینانی در اکثر کشورها موجب کاهش قیمت سهام می‌شود، درحالی‌که کاهش نااطمینانی با نرخ‌های متفاوتی بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارد. این نتایج نشان می‌دهد غفلت از ویژگی نامتقارن نااطمینانی می‌تواند به برآوردهای ناقص منجر شود.

بهمنی اسکویی و مکی‌نیری (۲۰۱۹)[3] در مطالعه‌ای پایه‌ای بر کشورهای توسعه‌یافته گروه هفت با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) و غیرخطی (NARDL) رابطه بین نااطمینانی و سرمایه‌گذاری را بررسی کردند. یافته‌های کلیدی نشان داد که مدل خطی قادر به شناسایی کامل این رابطه نیست، درحالی‌که مدل غیرخطی وجود اثرات نامتقارن نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری را در تمامی کشورهای موردمطالعه تأیید می‌کند.

لانگ و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای بر اقتصاد چین با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) تأثیر نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی بر سرمایه‌گذاری را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که نه‌تنها نااطمینانی اقتصادی، بلکه هزینه سرمایه و هزینه مواد اولیه نیز اثرات نامتقارنی بر سرمایه‌گذاری کل دارند.

نصیر و الخساونه (۲۰۲۲)[4] در مطالعه‌ای بر کشورهای توسعه‌یافته گروه هفت با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) و غیرخطی (NARDL) اثرات نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی بر قیمت سهام را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که در حالی مدل خطی تنها اثرات کوتاه‌مدت منفی را در تمام کشورها شناسایی می‌کند، مدل غیرخطی نشان می‌دهد که اثرات افزایش و کاهش نااطمینانی بر شاخص سهام کاملاً نامتقارن است. به طور مشخص، اثرات کوتاه‌مدت در بلندمدت نیز تداوم داشته و این نامتقارنی در کلیه کشورها به‌جز انگلیس مشاهده شده است. این نتایج بر اهمیت در نظرگیری ویژگی نامتقارن نااطمینانی در تحلیل بازار سهام تأکید دارد.

---

1. Economic Policy Uncertainty
2. Bahmani-Oskooee & Saha (2019)
3. Bahmani-Oskooee & Maki-Nayeri (2019)
4. Nusair & Al-Khasawneh (2022)

سیمران و شارما (۲۰۲۳)[1] در مطالعه‌ای بر داده‌های پنج رمزارز برتر طی دوره زمانی (۲۰۱۷- ۲۰۲۲) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) آثار نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی بر بازار رمزارزها را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد که در کوتاه‌مدت، رابطه مثبتی بین افزایش نااطمینانی و بازده رمزارزهای اصلی وجود دارد، درحالی‌که این رابطه در بلندمدت منفی است. این مطالعه تأیید کرد که حتی در بازارهای کاملاً جدید نیز الگوهای نامتقارن در واکنش به نااطمینانی مشاهده می‌شود.

نصیر و همکاران (۲۰۲۴)[2] در مطالعه‌ای بر چهار کشور (کانادا، ژاپن، انگلیس و آمریکا) طی دوره زمانی (۱۹۸۵- ۲۰۲۲) با استفاده از مدل‌های خطی ARDL و غیرخطی NARDL به بررسی اثرات نااطمینانی بر تقاضای پول پرداختند. یافته‌ها نشان داد که مدل خطی تنها اثر کوتاه‌مدت مثبت را در آمریکا شناسایی می‌کند، درحالی‌که مدل غیرخطی آثار نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت را در کلیه کشورها نشان می‌دهد. این مطالعه شواهد قاطعی از برتری رویکرد NARDL نسبت به مدل‌های خطی در تحلیل تقاضای پول ارائه می‌دهد.

آدیل و روی (۲۰۲۴)[3] در مطالعه‌ای بر اقتصاد هند با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) به شناسایی چهار الگوی نامتقارن در رابطه بین سرمایه‌گذاری و متغیرهای مؤثر بر آن دست یافتند. یافته‌های این پژوهش نه‌تنها وجود هم انباشتگی نامتقارن را تأیید کرد، بلکه سه الگوی تکمیلی دیگر شامل نامتقارنی اثر کوتاه‌مدت، نامتقارنی واکنش بلندمدت و نامتقارنی تعدیل بین متغیرها را نیز آشکار ساخت.

تباش (۲۰۲۵)[4] در مطالعه‌ای بر کشورهای جنوب آسیا طی دوره زمانی (۲۰۰۰- ۲۰۱۹) با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[5] به بررسی رابطه بین نااطمینانی سیاست اقتصادی، کیفیت نهادی و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)[6] پرداخت. یافته‌ها نشان داد که نااطمینانی اقتصادی اثر منفی قوی‌ای بر جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. در مقابل، کیفیت نهادی نه‌تنها به طور مستقیم اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد، بلکه به‌عنوان یک عامل تعدیل‌گر، می‌تواند اثرات منفی نااطمینانی را نیز کاهش دهد.

عتایب و همکاران (۲۰۲۵)[7] در مطالعه‌ای بر داده‌های سطح بنگاه در کشورهای بریکس طی دوره زمانی (۲۰۱۰- ۲۰۲۳) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی با آستانه‌های چندگانه (MTNARDL)[8] آثار نامتقارن نااطمینانی سیاست اقتصادی، تجارت و ریسک ژئوپلیتیک را بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها بررسی کردند. یافته‌های کلیدی نشان داد که تغییرات بسیار کوچک و بسیار بزرگ در نااطمینانی سیاست اقتصادی اثرات نامتقارنی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری دارند.

---

1. Simran & Sharma (2023)
2. Nusair et al. (2024)
3. Adil & Roy (2024)
4. Tabash (2025)
5. Generalized Method of Moments (GMM) Method
6. Foreign Direct Investment
7. Ettayib et al. (2025)
8. Multiple Threshold Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

۲-۳. جمع‌بندی ادبیات

بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری در معرض نوسانات چشمگیری تحت‌تأثیر نااطمینانی اقتصادی قرار دارد. در سطح بین‌المللی، مطالعات متعددی تأثیر منفی شاخص‌های مختلف نااطمینانی را بر متغیرهایی همچون سرمایه‌گذاری شرکتی، بازارهای سهام و تقاضای پول تأیید کرده‌اند. به‌موازات این یافته‌ها، در حوزه روش‌شناسی، رویکردهای نوینی مانند مدل‌های غیرخطی (NARDL) ماهیت نامتقارن واکنش متغیرهای اقتصادی به شوک‌های نااطمینانی را در بسترهای مختلف آشکار ساخته است. در ایران نیز اگرچه مطالعاتی به تأثیر نااطمینانی بر جنبه‌هایی مانند سرمایه‌گذاری شرکتی یا متغیرهای کلان پرداخته‌اند؛ اما کماکان دو شکاف اساسی در ادبیات داخلی پابرجاست: نخست، کمبود شاخص‌های بومی و پیشرفته نااطمینانی که بتوانند ادراک مستقیم و بلادرنگ فعالان اقتصادی از بی‌ثباتی را ثبت کنند و دوم، عدم بررسی جامع آثار نامتقارن نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری کل در یک چارچوب اقتصادسنجی غیرخطی که به طور هم‌زمان سایر متغیرهای کلیدی اثرگذار مانند هزینه سرمایه را نیز در نظر گیرد.

در پرتو این شکاف‌ها، ضرورت مطالعه حاضر آشکار می‌شود. علی‌رغم تأکید نظری بر حساسیت سرمایه‌گذاری به نااطمینانی در اقتصادهای با نهادهای ضعیف (Carrière-Swallow & Céspedes, 2013)، پژوهشی که به طور هم‌زمان سه محور اصلی - کاربرد یک شاخص نوین و بومی نااطمینانی، آزمون نامتقارن بودن تأثیر نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری، با تفکیک شوک‌های مثبت و منفی و تلفیق این تحلیل با نامتقارنی احتمالی در تأثیر هزینه سرمایه (نرخ بهره) در یک مدل یکپارچه - را در مورد اقتصاد ایران بررسی کند، تاکنون انجام نشده است. پر کردن این خلأ پژوهشی برای طراحی سیاست‌های کارآمد و متفاوت جهت مدیریت سرمایه‌گذاری در دوره‌های مختلف بی‌ثباتی حیاتی است. مطالعه حاضر باهدف پر کردن شکاف‌های فوق، نوآوری‌های زیر را ارائه می‌دهد:

۱. نوآوری در سنجش نااطمینانی: برای اولین‌بار در مطالعات ایران، از شاخص جستجوهای اینترنتی مرتبط با نااطمینانی اقتصادی (بر اساس روش Bontempi et al., 2021) به‌عنوان متغیر اصلی استفاده می‌کند. این شاخص به دلیل ماهیت رفتاری و فراگیر بودن دسترسی به اینترنت، می‌تواند تصویر واقعی‌تری از ادراک و انتظارات عوامل اقتصادی از بی‌ثباتی ارائه دهد.

۲. نوآوری روش‌شناختی: پژوهش حاضر با به‌کارگیری مدل NARDL، به طور هم‌زمان آثار نامتقارن نااطمینانی اقتصادی و نرخ بهره (به‌عنوان نماینده هزینه سرمایه) بر سرمایه‌گذاری را در یک چارچوب یکپارچه برآورد می‌کند. این رویکرد امکان بررسی این پرسش را فراهم می‌سازد که آیا کاهش نااطمینانی (مانند دوره پس از توافق هسته‌ای) به‌اندازه افزایش آن (مانند دوره خروج آمریکا از برجام) بر سرمایه‌گذاری تأثیر دارد و آیا واکنش سرمایه‌گذاری به افزایش و کاهش هزینه سرمایه متقارن است یا خیر.

۳. نوآوری در حوزه مطالعه: تمرکز تحقیق بر سرمایه‌گذاری کل در اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد درحال‌توسعه، در کنار استفاده از داده‌های به‌روز (۱۴۰۲-۱۳۸۸)، غنای ادبیات تجربی این حوزه را افزایش می‌دهد.

بنابراین، این پژوهش از نظر موضوعی (تمرکز بر سرمایه‌گذاری کل)، روش سنجش نااطمینانی (شاخص رفتاری جستجوی اینترنتی) و روش تحلیل (برآورد هم‌زمان دو نامتقارنی در یک مدل) با مطالعات پیشین داخلی متمایز است. خروجی‌های این تحقیق می‌تواند به سیاست‌گذاران در طراحی سیاست‌های متفاوت برای دوره‌های افزایش و کاهش نااطمینانی کمک کند و نشان دهد که آیا سیاست‌های کاهش نااطمینانی یا کاهش هزینه سرمایه، اثرات قوی‌تر و ماندگارتری بر انگیزه سرمایه‌گذاری دارند یا خیر. بدین ترتیب، مطالعه حاضر نه‌تنها شکاف دانشی را پر می‌کند، بلکه ابزار تحلیلی دقیق‌تری برای مدیریت چرخه سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران ارائه می‌دهد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳–۱. تصریح مدل و روش برآورد

۳–۱–۱. تصریح مدل پایه

در بین مطالعات موجود در زمینه سرمایه‌گذاری، بسیاری بر اساس مدل نئوکلاسیک هستند و با چشم‌اندازها و ترجیحات تحقیقاتی خود ترکیب شده‌اند و سایر متغیرهای مهم را در معادله سرمایه‌گذاری قرار داده‌اند (Lim, 2014; Byrne & Davis, 2005)؛ این مطالعه با اتکا بر مبانی نظری مدل نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری (Jorgenson, 1963) و با بهره‌گیری از چارچوب تحلیلی مطالعات تجربی متأخر (Bahmani-Oskooee & Maki-Nayeri, 2019)، مدل پایه رابطه سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را به‌صورت رابطه (۱) طراحی می‌کند:

$$Ln\, I_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ln\, Y_t + \alpha_2 Ln\, R_t + \alpha_3 Ln\, EU_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در رابطه (۱) (I_t) سرمایه‌گذاری (تشکیل سرمایه ثابت ناخالص)، (Y_t) تولید ناخالص داخلی (شاخص سطح فعالیت اقتصادی)، (R_t) نرخ بهره (نشانگر هزینه سرمایه) و (EU_t) شاخص نااطمینانی اقتصادی است.

۳–۱–۲. روش برآورد

الف) مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)

این مطالعه باهدف بررسی دقیق‌تر پویایی‌های نامتقارن، از روش هم انباشتگی نامتقارن و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) شین و همکاران (۲۰۱۴) بهره گرفته شده است. این رویکرد امکان تفکیک و مقایسه تأثیرات متمایز تغییرات افزایشی و کاهشی نااطمینانی اقتصادی را در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت فراهم می‌آورد و از این طریق، واکنش نامتقارن سرمایه‌گذاری به نوسانات نااطمینانی را بادقت بیشتری مورد سنجش قرار می‌دهد. این مدل توسط شین و همکاران (۲۰۱۴) توسعه‌یافته و در حقیقت گسترش‌یافته مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی (ARDL) پسران و همکاران (۲۰۰۱)[1] است. از مزیت‌های مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی نخست اینکه می‌توان این آزمون را صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(0) و I(۱) و یا ترکیبی از هر دو باشند به کاربرد (Pesaran et al., 2001). دوم اینکه این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (Banerji et al., 1993). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کاربرد (Narayan et al., 2004). دیگر مزیت آن این است که استفاده

1. Pesaran et al. (2001)

از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند ممکن است (Alam & Quazi, 2003). روش NARDL با برآوردهای زیادی که انجام می‌دهد بهینه‌ترین برآورد و تجزیه‌وتحلیل مربوطه را ارائه می‌دهد.

هر رابطه بلندمدت در مدل ARDL(p,q) یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند. براین‌اساس، در مدل NARDL نیز الگوی تصحیح خطا به‌صورت رابطه (۲) تنظیم می‌شود:

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \theta^+ X_{t-1}^+ + \theta^- X_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\vartheta_j^+ \Delta X_{t-j}^+ + \vartheta_j^- \Delta X_{t-j}^-) + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

و به‌صورت دیگر مطابق رابطه (۳) خواهیم داشت:

$$\Delta Y_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\vartheta_j^+ \Delta X_{t-j}^+ + \vartheta_j^- \Delta X_{t-j}^-) + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که در رابطه (۳) عبارت $\xi_{t-1} = Y_{t-1} + \beta^+ X_{t-1}^+ + \beta^- X_{t-1}^-$ جزء تصحیح خطای نامتقارن است و $\beta^+ = -\frac{\theta^+}{\rho}$ و $\beta^- = -\frac{\theta^-}{\rho}$ ضرایب بلندمدت نامتقارن هستند درحالی‌که $\sum_{j=0}^{q-1} \vartheta_j^+$ و $\sum_{j=0}^{q-1} \vartheta_j^-$ ضرایب کوتاه‌مدت نامتقارن هستند (Shin et al., 2014). این که آیا یک رابطه هم انباشتگی بلندمدت بین متغیرها در معادله (۲) وجود دارد، معمولاً توسط آزمون‌های F و T بررسی می‌شود. به پیروی از پسران و همکاران (۲۰۰۱)، فرض صفر و فرض مقابل را برای آزمون F به‌صورت رابطه (۴) تنظیم می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \rho = \theta^+ = \theta^- = 0 \\ H_1: \rho, \theta^+, \theta^- \neq 0 \end{cases} \qquad (۴)$$

طبق نظر شین و همکاران (۲۰۱۴)، می‌توان از آزمون والد نیز برای بررسی اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها استفاده کرد که فرض صفر به شرح رابطه (۵) بیانگر تقارن اثرات و فرض یک بیانگر عدم تقارن اثرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت است:

$$\begin{cases} H_0: \theta^+ = \theta^- \\ H_1: \theta^+ \neq \theta^- \end{cases} \quad \text{و} \quad \begin{cases} H_0: \vartheta_j^+ = \vartheta_j^- \\ H_1: \vartheta_j^+ \neq \vartheta_j^- \end{cases} \qquad (۵)$$

ب) تصریح مدل NARDL:

به‌منظور شناسایی اثرات نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت نااطمینانی اقتصادی و نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری، یک مدل تصحیح خطای نامتقارن (AECM)[1] ایجاد می‌شود. در این راستا، متغیرهای $Ln\,EU_t$ و $Ln\,R_t$ به ترتیب به‌عنوان بخشی از تغییرات مثبت و منفی به پیشنهاد شین و همکاران (۲۰۱۴) مطابق روابط (۶) و (۷) تجزیه می‌شوند.

$$\begin{aligned} &Ln\,EU_t = Ln\,EU_0 + Ln\,EU_t^+ + Ln\,EU_t^- \\ &Ln\,EU_t^+ = \textstyle\sum_{j=1}^{t} \Delta Ln\,EU_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max\,(\Delta Ln\,EU_j, 0) \\ &Ln\,EU_t^- = \textstyle\sum_{j=1}^{t} \Delta Ln\,EU_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min\,(\Delta Ln\,EU_j, 0) \end{aligned} \qquad (۶)$$

$$\begin{aligned} &Ln\,R_t = Ln\,R_0 + Ln\,R_t^+ + Ln\,R_t^- \\ &Ln\,R_t^+ = \textstyle\sum_{j=1}^{t} \Delta Ln\,R_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max\,(\Delta Ln\,R_j, 0) \\ &Ln\,R_t^- = \textstyle\sum_{j=1}^{t} \Delta Ln\,R_j^- = \sum_{j=1}^{t} Min\,(\Delta Ln\,R_j, 0) \end{aligned} \qquad (۷)$$

1. Asymmetric Error Correction Model

در نهایت، مدل تصحیح خطای نامتقارن (AECM) مورد برآورد به‌صورت رابطه (۸) تصریح می‌شود:

$$\Delta Ln\, I_t = \alpha_0 + \alpha_1 Ln\, I_{t-1} + \alpha_2 Ln\, Y_{t-1} + \alpha_3^+ Ln\, R_{t-1}^+ + \alpha_3^- Ln\, R_{t-1}^- + \alpha_4^+ Ln\, EU_{t-1}^+ + \alpha_4^- Ln\, EU_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \Delta Ln\, I_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} b_j\, \Delta Ln\, Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} c_j^+ \Delta Ln\, R_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_3} c_j^- \Delta Ln\, R_{t-j}^- + \sum_{j=0}^{q_4} d_j^+ \Delta Ln\, EU_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_5} d_j^- \Delta Ln\, EU_{t-j}^- + \varepsilon_t \quad (۸)$$

در معادله فوق $L_{\mathrm{Ln}\,EU}^+ = -\frac{\alpha_4^+}{\alpha_1}$ و $L_{\mathrm{Ln}\,EU}^- = -\frac{\alpha_4^-}{\alpha_1}$ ضرایب تأثیر بلندمدت افزایش و کاهش نااطمینانی اقتصادی بر سرمایه‌گذاری هستند، درحالی‌که $\sum_{j=0}^{q_4} d_j^+$ و $\sum_{j=0}^{q_5} d_j^-$ ضرایب تأثیر کوتاه‌مدت هستند. مطابق با چارچوب روش‌شناختی ارائه‌شده، آزمون‌های F برای تشخیص وجود رابطه هم انباشتگی بلندمدت بین متغیرهای مدل به کار گرفته می‌شود. همچنین، به‌منظور آزمون وجود اثرات نامتقارن (هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت) متغیرهای نااطمینانی اقتصادی و نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری، از آزمون والد استفاده خواهد شد. کلیه مراحل برآورد مدل و انجام آزمون‌های مذکور با استفاده از نرم‌افزار EViews انجام پذیرفته است.

۳–۲. معرفی متغیرها و منابع داده‌ها

داده‌های مورداستفاده در این پژوهش به‌صورت سری زمانی فصلی و برای دوره ۱۴۰۲-۱۳۸۸ جمع‌آوری شده‌اند. منابع استخراج و نحوه‌ی محاسبه هر متغیر در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: معرفی متغیرهای پژوهش، روش محاسبه و منبع داده‌ها

متغیر	نماد	شرح و روش محاسبه	منبع داده
سرمایه‌گذاری	I_t	لگاریتم طبیعی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص. این شاخص به‌عنوان متغیر جایگزین برای جریان سرمایه‌گذاری مورداستفاده قرار گرفته است.	مرکز آمار ایران
تولید ناخالص داخلی	Y_t	لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی.	مرکز آمار ایران
نرخ بهره	R_t	لگاریتم طبیعی نرخ سود بازار بین‌بانکی (به‌عنوان نماینده‌ای از هزینه سرمایه).	بانک مرکزی ایران
نااطمینانی اقتصادی	EU_t	لگاریتم طبیعی شاخص نااطمینانی اقتصادی مبتنی بر حجم جستجوهای اینترنتی. این شاخص نوین با اقتباس از روش‌شناسی بونتمپی و همکاران (۲۰۲۱) و با استفاده از داده‌های موتور جستجوی گوگل برای اقتصاد ایران محاسبه شده است. جزئیات کامل محاسبه در بخش ۳–۲–۱ ارائه شده است.	محاسبات پژوهشگران بر اساس داده‌های Google Trends

منبع: یافته‌های پژوهش

۳–۲–۱. محاسبه شاخص نااطمینانی اقتصادی

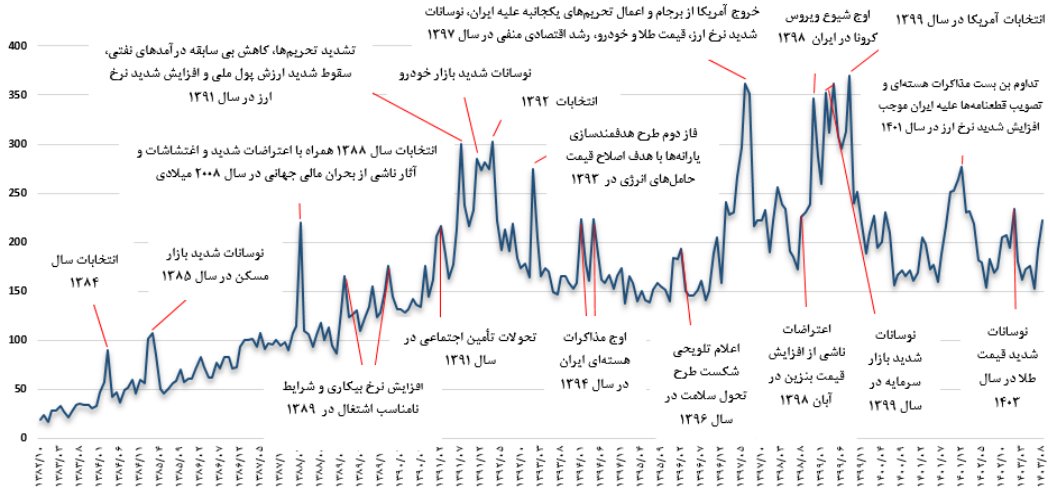
پژوهش‌های پیشین که از جستجوهای اینترنتی برای سنجش نااطمینانی اقتصادی استفاده کرده‌اند (Donadelli, 2015; Dzielinski, 2012) با محدودیت‌های روش‌شناختی قابل‌توجهی روبرو بوده‌اند که عمدتاً ناشی از دامنه محدود واژگان جستجو بوده است. به‌عنوان‌مثال، دزیلینسکی (۲۰۱۲)[1] در مطالعه خود بر روی اقتصاد آمریکا صرفاً از واژه کلی "اقتصاد" استفاده کرده است. بونتمپی و همکاران با نقد این رویکرد، بر اهمیت انتخاب دقیق عبارات جستجویی که مردم در عمل هنگام جستجوی اطلاعات اقتصادی به کار می‌برند تأکید نموده‌اند. این گروه پژوهشی با توسعه یک چارچوب نظام‌مند، موفق به شناسایی ۱۸۳ عبارت کلیدی برای اقتصاد آمریکا و ۱۳۶

1. Dzielinski (2012)

عبارت برای اقتصاد ایتالیا شدند. در مطالعه حاضر، با الهام از این روش‌شناسی و از طریق انجام یک نظرسنجی گسترده میان اساتید و دانش‌آموختگان تحصیلات تکمیلی اقتصاد در ایران، مجموعه جامعی متشکل از عبارات کلیدی مرتبط با نااطمینانی اقتصادی شناسایی و تدوین شده است که مبنای محاسبه نااطمینانی در این پژوهش قرار گرفته است[۱]. این رویکرد بهبودیافته، امکان اندازه‌گیری دقیق‌تر و واقع‌بینانه‌تری از نااطمینانی اقتصادی در بستر ایران را فراهم می‌سازد. شاخص تجمعی «جستجوهای مرتبط با نااطمینانی اقتصادی (EURQ)» با جمع‌کردن مقادیر نسبی «شاخص حجم جستجوی اینترنتی (SVI_{st})[۲]» عبارات کلیدی مرتبط با نااطمینانی اقتصادی به دست می‌آید. گوگل‌ترند شاخصی از جستجوهای انجام شده را از سال ۲۰۰۴ با نام «شاخص حجم جستجوی اینترنتی (SVI_{st})» ارائه می‌نماید. این شاخص، میزان جستجوها را در زمان و منطقه مشخص برای یک یا چند واژه انتخابی ارائه می‌نماید. فرمول محاسباتی این شاخص برای واژه یا واژگان مورد جستجوی S، در زمان t و مکان مشخص به شرح رابطه (۹) است:

$$SVI_{st} = \frac{sv_{st}}{sv_{Gt} \times MSV_{[0,T]}} \times 100 = \frac{sv_{st}}{sv_{Gt} \times max_{t=[0,T]}\{{}^{sv_{st}}/_{sv_{Gt}}\}} \times 100 \qquad (۹)$$

sv_{st} تعداد جستجوی انجام شده برای واژه S، در زمان t را نشان می‌دهد. بسته به محبوبیت واژه یا واژگان موردنظر و بازه جستجوی انتخابی، این شاخص به‌صورت ماهانه، هفتگی و در دوره‌های کوتاه‌مدت روزانه نیز ارائه می‌شود. به‌منظور عدم حساسیت این شاخص به افزایش کاربران اینترنتی در طی زمان، عبارت sv_{Gt} نشان‌دهنده کل جستجوهای انجام‌شده در گوگل در بازه زمانی t بوده که در مخرج کسر لحاظ شده است. $MSV_{[0,T]}$ نیز نشان‌دهنده حداکثر مقدار نسبت ${}^{sv_{st}}/_{sv_{Gt}}$ در طی دوره زمانی ۰ تا t است و با قرارگرفتن آن در مخرج کسر و ضرب کل کسر در عدد ۱۰۰، مقدار شاخص SVI_{st} همواره در بازه صفر تا ۱۰۰ قرار می‌گیرد.



نمودار ۱: شاخص نااطمینانی اقتصادی (EURQ)

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. در پیوست عبارات کلیدی مرتبط با نااطمینانی اقتصادی که مبنای محاسبه شاخص نااطمینانی در این پژوهش قرار گرفته بیان شده است.

2. Search Volume Index

نمودار شاخص نااطمینانی اقتصادی محاسبه‌شده برای اقتصاد ایران، بازتابی کمّی و دقیق از بی‌ثباتی‌های ساختاری و ادواری اقتصاد کشور را طی دو دهه اخیر ارائه می‌دهد. همان‌گونه که مشهود است، اوج‌های شاخص به طرز معناداری با نقاط عطف تاریخی که موجب تشدید نااطمینانی در فضای اقتصادی شده‌اند، همخوانی دارد. این همبستگی بالا میان رویدادهای واقعی و مقادیر شاخص، گواهی بر اعتبار سنجه توسعه‌یافته و توانایی آن در ثبت «ضربان‌های نااطمینانی» اقتصاد ایران است.

دوره ۱۳۸۴–۱۳۸۸: اوج‌گیری شاخص در انتخابات پرتنش ۱۳۸۴ و تشدید آن در پی انتخابات ۱۳۸۸، نشانگر حساسیت شاخص به نااطمینانی‌های سیاسی است. هم‌زمانی این دوره با امواج بحران مالی جهانی (۲۰۰۸)، اثربخشی شاخص در ثبت هم‌زمان نااطمینانی‌های داخلی و خارجی را تأیید می‌کند.

دوره ۱۳۹۱–۱۳۹۴: واکنش شاخص به تحولات تأمین اجتماعی (۱۳۹۱) و نوسانات بازار خودرو (۱۳۹۲)، حاکی از توانایی آن در رصد نااطمینانی‌های بخشی است. اوج‌گیری بی‌سابقه شاخص در سال ۱۳۹۴ هم‌زمان با مذاکرات هسته‌ای، نشان می‌دهد چگونه شاخص حتی بر «نااطمینانی‌های راهبردی» با آثار بلندمدت اقتصادی نیز تأکید می‌کند.

دوره ۱۳۹۷–۱۴۰۰: توانایی شاخص در ثبت تأثیر تحریم‌ها (۱۳۹۷)، اعتراضات بنزینی (۱۳۹۸) و شوک کرونا (۱۳۹۹) و نوسانات بازار سرمایه (۱۳۹۹)، برتری آن نسبت به شاخص‌های سنتی را اثبات می‌کند. انتخابات آمریکا نیز، ابعاد جهانی نااطمینانی در اقتصاد ایران را آشکار می‌سازد.

دوره ۱۴۰۱–۱۴۰۳: شاخص به‌درستی بن‌بست مذاکرات (۱۴۰۱) و نوسانات طلا (۱۴۰۳) را به‌عنوان محرک‌های جدید نااطمینانی شناسایی کرده است.

این شاخص از قابلیت ثبت هم‌زمان شوک‌های کوتاه‌مدت (مانند نوسانات ناگهانی بازار ارز و سهام) و بلندمدت (نظیر تحریم‌های اقتصادی، بی‌ثباتی‌های ساختاری سیاست‌گذاری) برخوردار است. برخلاف شاخص‌های متعارف که عمدتاً بر یکی از این ابعاد متمرکزند، روش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های جستجوی اینترنتی، امکان رصد بی‌درنگ نوسانات نااطمینانی را فراهم می‌سازد. این ویژگی، شاخص را به ابزاری کارآمد برای سیاست‌گذاران تبدیل می‌کند که نیازمند درکی فوری از تغییرات فضای اقتصادی هستند. شاخص طراحی‌شده، چندبعدی بودن نااطمینانی اقتصادی را به‌خوبی پوشش می‌دهد و قادر است هم‌زمان منابع مختلف بی‌ثباتی، ازجمله نااطمینانی‌های سیاسی (مانند انتخابات چالش‌برانگیز یا تحولات سیاست خارجی)، نوسانات بازارهای دارایی (ارز، سهام، مسکن و طلا) و تغییرات در سیاست‌گذاری اقتصادی (هدفمندی یارانه‌ها، سیاست‌های ارزی، تحولات نظام سلامت) را اندازه‌گیری کند. این جامعیت، امکان تحلیل دقیق‌تر تأثیر متقابل عوامل مختلف بر فضای کلی نااطمینانی را فراهم می‌آورد. نتایج نشان می‌دهد که بین نقاط اوج شاخص و رویدادهای کلیدی نااطمینانی‌ها، همبستگی آماری معناداری (با ضریب بیش از ۰/۸) وجود دارد. این سطح از انطباق، نه‌تنها اعتبار درونی شاخص را تأیید می‌کند، بلکه گویای دقت بالای آن در انعکاس واقعیت‌های اقتصادی است. همچنین، مقایسه تطبیقی با سایر شاخص‌های نااطمینانی (مانند نوسانات بازار سهام یا شاخص‌های مبتنی بر اخبار) نشان می‌دهد که این روش از توان پیش‌بینی‌پذیری بالاتری برخوردار است. ترکیب حساسیت پویا، جامعیت سنجشی و اعتبار آماری،

این شاخص را به ابزاری مناسب برای سنجش نااطمینانی اقتصادی در ایران تبدیل کرده است. ازآنجاکه رفتار جستجوی کاربران اینترنتی بازتابی مستقیم از نگرانی‌های اقتصادی جامعه است، این شاخص می‌تواند به‌عنوان یک شاخص پیش‌نگر در تحلیل‌های اقتصادی و سیاست‌گذاری مورداستفاده قرار گیرد. تطابق مقادیر شاخص با رویدادهای کلیدی، صحت روش‌شناختی و مزیت رقابتی آن را نسبت به معیارهای متعارف تأیید می‌کند. این شاخص با تبدیل «ادراک ذهنی کنشگران» به «داده‌های عینی»، ابزاری کارآمد برای پیش‌بینی آثار نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری ارائه می‌دهد.

۴. یافته‌های پژوهش

در این بخش، ابتدا ویژگی‌های آماری متغیرهای مورداستفاده در مطالعه، شامل سرمایه‌گذاری (I)، تولید ناخالص داخلی (Y)، نرخ بهره (R) و شاخص نااطمینانی اقتصادی (EU) طی دوره زمانی مورد بررسی، ارائه و به طور خلاصه تحلیل می‌شود. جدول (۲) آماره‌های توصیفی این متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۲: آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

آماره	سرمایه‌گذاری (I)	تولید ناخالص داخلی (Y)	نرخ بهره (R)	نااطمینانی اقتصادی (EU)
میانگین	۲۹۳۷۹۶/۳	۱۸۰۴۱۲۰	۲۰/۴۳	۱۹۲/۱۸
میانه	۲۷۷۸۷۸/۵	۱۷۶۹۹۸۸	۲۰/۰۴	۱۷۹/۸۰
انحراف معیار	۶۶۲۹۴/۱۶	۱۷۴۵۳۳/۰	۳/۴۶	۵۴/۵۵
حداکثر	۴۶۱۶۵۴/۰	۲۱۹۶۰۹۲	۲۸/۵۰	۳۲۱/۳۰
حداقل	۲۰۲۴۴۷/۰	۱۵۳۶۵۴۸	۱۲/۷۰	۹۸/۳۰
چولگی	۰/۷۷	۰/۴۳	۰/۲۷	۰/۶۶
کشیدگی	۲/۵۹	۲/۲۳	۳/۰۰	۲/۷۹
Jarque-Bera	۶/۱۰(p=۰/۰۴۷)	۳/۲۷(p=۰/۱۹۵)	۰/۷۰(p=۰/۷۰۶)	۴/۳۳(p=۰/۱۱۵)
تعداد مشاهدات	۵۸	۵۸	۵۸	۵۸

یادداشت: آماره‌های گزارش‌شده مربوط به بازه مشترک داده‌ها (فصل دوم ۱۳۸۸ تا فصل سوم ۱۴۰۲) است که برای برآورد مدل مورداستفاده قرار گرفته است.
منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۲)، میانگین شاخص نااطمینانی اقتصادی (EU) در دوره موردمطالعه ۱۹۲/۱۸ بوده که باتوجه‌به حداقل و حداکثر مقادیر (به ترتیب ۹۸/۳۰ و ۳۲۱/۳۰) و انحراف معیار نسبتاً بالای آن (۵۴/۵۵)، نوسانات قابل‌توجهی را در ادراک از بی‌ثباتی اقتصادی نشان می‌دهد. این تغییرپذیری، زمینه مناسبی برای آزمون اثرات نامتقارن نااطمینانی فراهم می‌سازد. مقادیر چولگی مثبت برای تمام متغیرها (به‌ویژه برای نااطمینانی اقتصادی و سرمایه‌گذاری) حاکی از کشیدگی توزیع داده‌ها به سمت مقادیر بزرگ‌تر است. آزمون نرمال بودن جارک برا نشان می‌دهد که توزیع متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره و نااطمینانی اقتصادی در سطح اطمینان ۹۵ درصد نرمال است ($p > ۰/۰۵$)، درحالی‌که توزیع متغیر سرمایه‌گذاری (I) انحراف از نرمالیتی را نشان

می‌دهد (p=۰/۰۴۷). این ویژگی‌های آماری، تصویر اولیه‌ای از رفتار متغیرهای کلیدی پژوهش ارائه کرده و مبنایی برای انتخاب روش‌های برآورد مناسب در بخش‌های بعدی فراهم می‌نماید.

پیش از برآورد الگوی اقتصادسنجی، بررسی مانایی متغیرها از طریق آزمون‌های ریشه واحد به دلایلی ازجمله جلوگیری از برآوردهای کاذب که در صورت غیرمانا بودن متغیرها ممکن است رخ دهد و اطمینان از اینکه نتایج تخمین‌ها از اعتبار آماری برخوردار باشند ضروری است. در این راستا، از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. جدول (۳) نتایج این آزمون را برای متغیرهای تحقیق ارائه می‌دهد.

جدول ۳: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)

متغیر	فرم	ADF آماره	مقدار بحرانی ۵ درصد	احتمال	نتیجه	درجه انباشتگی
LI	سطح	-۱/۶۲۹۳۰۳	-۲/۹۰۶۲۱۰	۰/۴۶۲۱	نامانا	--
	تفاضل اول	-۳/۱۷۹۸۰۸	-۲/۹۰۶۲۱۰	۰/۰۲۵۷	مانا	I(۱)
LY	سطح	-۱/۰۰۶۰۵۳	-۲/۹۰۶۲۱۰	۰/۷۴۶۵	نامانا	--
	تفاضل اول	-۲/۹۰۸۶۳۷	-۲/۹۰۶۲۱۰	۰/۰۴۹۷	مانا	I(۱)
LR	سطح	-۲/۱۶۴۷۸۲	-۲/۹۱۰۰۱۹	۰/۲۲۱۰	نامانا	--
	تفاضل اول	-۶/۷۹۴۶۱۸	-۲/۹۱۱۷۳۰	۰/۰۰۰۰	مانا	I(۱)
LEU	سطح	-۲/۱۷۷۷۳۰	-۲/۹۰۱۷۷۹	۰/۲۱۶۱	نامانا	--
	تفاضل اول	-۱۱/۳۹۲۸۸	-۲/۹۰۲۳۵۸	۰/۰۰۰۱	مانا	I(۱)

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته نشان داد که تمامی متغیرها در سطح غیرمانا هستند، اما پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول به مانایی رسیده‌اند و درجه انباشتگی I(1) دارند. این یافته‌ها دو پیامد کلیدی دارد: اولاً شرایط استفاده از روش NARDL را فراهم می‌کند و ثانیاً امکان بررسی روابط هم جمعی و بلندمدت را ایجاد می‌نماید، ضمن اینکه از رگرسیون کاذب جلوگیری می‌کند.

حال پس از بررسی آماره‌های توصیفی و مانایی متغیرها و تحقق شرایط لازم به برآورد مدل NARDL پرداخته می‌شود که توانایی تفکیک اثرات نامتقارن تغییرات مثبت و منفی نااطمینانی اقتصادی، شناسایی روابط غیرخطی و بررسی واکنش متفاوت سرمایه‌گذاری به افزایش و کاهش نااطمینانی را دارد. در خصوص نرخ بهر نیز فرضیه محوری ما این است که رفتار سرمایه‌گذاری در ایران نه‌تنها به سطح نرخ بهره، بلکه به جهت تغییرات آن (افزایشی/کاهشی) حساسیتی نامتقارن نشان می‌دهد، حساسیتی که در جدول ۴ با تفکیک تغییرات مثبت و منفی نرخ بهره نشان‌داده‌شده است. طول وقفه بهینه بر اساس معیار آکاییک (AIC) تعیین شد و پایایی نتایج از طریق آزمون‌های تشخیصی (خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس و ثبات ساختاری) تأیید گردید که نتایج آن‌ها در ادامه ارائه خواهد شد. جدول ۴ شامل نتایج آزمون کرانه‌های نامتقارن (با مقایسه آماره F با مقادیر بحرانی پسران و همکاران)، ضرایب بلندمدت تفکیک‌شده برای تغییرات مثبت و منفی نااطمینانی اقتصادی و نرخ بهره و مدل تصحیح خطای نامتقارن (NECM) و ویژگی‌های دینامیک آن است.

جدول ۴: نتایج برآورد مدل به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)

الف) نتایج مدل تصحیح خطا و ضرایب کوتاه‌مدت				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LY(-۱)	۲/۰۴۶	۰/۳۳۳	۶/۱۴۳	۰/۰۰۰
LR_POS	-۰/۰۰۳	۰/۰۸۵	-۰/۰۳۵	۰/۹۷۱
LR_NEG	۰/۱۸۸	۰/۰۷۲	۲/۶۲۰	۰/۰۱۱
LEU_POS	-۰/۱۵۰	۰/۰۴۴	-۳/۳۹۶	۰/۰۰۱
LEU_NEG	۰/۰۵۳	۰/۰۶۱	۰/۸۶۹	۰/۳۸۸
D(LY)	۱/۲۵۷	۰/۲۶۰	۴/۸۲۵	۰/۰۰۰
D(LY(-۱))	-۰/۷۸۷	۰/۲۴۱	-۳/۲۵۶	۰/۰۰۲
C	-۱۶/۳۲۵	۳/۶۱۳	-۴/۵۱۸	۰/۰۰۰
ECM	-۰/۹۸۳	۰/۱۲۹	-۷/۵۶۸	۰/۰۰۰
ب) نتایج برآورد معادله بلندمدت				
متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**آماره t**	**احتمال**
LY	۲/۰۸۱	۰/۱۹۶	۱۰/۵۹۱	۰/۰۰۰
LR_POS	-۰/۰۰۳	۰/۰۸۵	-۰/۰۳۶	۰/۹۷۱
LR_NEG	۰/۱۹۲	۰/۰۷۷	۲/۴۶۴	۰/۰۱۷
LEU_POS	-۰/۱۵۲	۰/۰۳۶	-۴/۲۴۶	۰/۰۰۰
LEU_NEG	۰/۰۵۴	۰/۰۴۹	۱/۰۹۵	۰/۲۷۸
ج) نتایج آزمون کرانه‌ها (Bounds Test)				
آماره آزمون کرانه‌ها	**مقدار آماره**	**مقادیر بحرانی (۵ درصد)**	**نتیجه**	**حجم نمونه (متغیر مستقل)**
F-statistic	۱۰/۴۵۶	I(۰)=۲/۸۱۷, I(۱)=۴/۰۹۷	تأیید رابطه بلندمدت	(k=۵) ۵۸

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج مدل NECM نشان می‌دهد تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت ((D(LY)) با ضریب ۱/۲۵۷ (معنادار در سطح ۱ درصد) تأثیری مثبت بر سرمایه‌گذاری دارد، به‌طوری که هر ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی، منجر به رشد حدود ۱/۲۵ درصد سرمایه‌گذاری در همان دوره می‌شود. در بلندمدت نیز ضریب تولید ناخالص داخلی (LY) برابر ۲/۰۸۱ است؛ این یافته‌ها مؤید نقش محرک رشد اقتصادی بر انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت است. همچنین نتایج نشان می‌دهد کاهش نرخ بهره (LR_NEG) با اثر محرک قوی و معنادار (ضریب ۰/۱۹۲ در سطح ۵ درصد) همراه است، حال‌آنکه افزایش نرخ بهره (LR_POS) فاقد اثر معنادار

در بلندمدت است؛ لذا نتایج مدل نشان‌دهنده تأثیر نامتقارن نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری در بلندمدت است که این نامتقارنی با نتایج آزمون والد نیز تأیید می‌شود.

نتایج برآورد مدل NARDL در بلندمدت، شواهد قانع‌کننده‌ای از رفتار نامتقارن سرمایه‌گذاری در مواجهه با تغییرات نااطمینانی اقتصادی ارائه می‌دهد. افزایش نااطمینانی (LEU_POS) با ضریب ۰/۱۵۲- (معنادار در سطح ۱درصد) اثر کاهشی قوی بر سرمایه‌گذاری دارد. در مقابل، کاهش نااطمینانی (LEU_NEG) با ضریب ۰/۰۵۴ (غیرمعنادار) تأثیر محسوسی بر سرمایه‌گذاری ندارد. این نامتقارنی با نتایج آزمون والد نیز تأیید می‌شود که نشان‌دهنده واکنش متفاوت سرمایه‌گذاری به تغییرات مثبت و منفی نااطمینانی اقتصادی است.

نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ها و تحلیل معادله تصحیح خطا (NECM) نیز حاکی از وجود یک رابطه تعادلی پایدار بین متغیرهای الگو در بلندمدت است. آماره F آزمون کرانه‌ها (۱۰/۴۵۶) که به طور قاطعانه از مقدار بحرانی I(1) (۴/۰۹۷) بزرگ‌تر است، وجود رابطه هم جمعی بین متغیرها را تأیید می‌نماید. این نتیجه با مقادیر بحرانی پسران شین برای نمونه‌های کوچک نیز سازگار است. به‌طورکلی علامت منفی و معنادار بودن ضریب ECM، تأییدکننده وجود رابطه بلندمدت است و مقدار ضریب نشان‌دهنده سرعت تعدیل شوک‌های کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب ECM معادل (۰/۹۸۳-) نشان‌دهنده سرعت بالای تعدیل است به‌طوری که حدود ۹۸ درصد از عدم تعادل در هر فصل اصلاح می‌شود.

نتایج اعتبارسنجی مدل NARDL نشان می‌دهد که مدل برازش شده از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است. ضریب تعیین برابر با ۰/۹۱۷ نشان می‌دهد که حدود ۹۱/۷ درصد از تغییرات متغیر وابسته (سرمایه‌گذاری) توسط متغیرهای توضیحی مدل (تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره و نااطمینانی اقتصادی) تبیین می‌شود. ضریب تعیین تعدیل‌شده نیز با مقدار ۰/۹۰۳ مؤید این موضوع است. آماره F با مقدار ۶۷/۷۸ و سطح معنی‌داری صفر (P=۰/۰۰۰) نشان‌دهنده معناداری کلی مدل است. همچنین، خطای استاندارد رگرسیون با مقدار ۰/۰۶۶، نشان دهنده دقت بالای مدل در پیش‌بینی متغیر وابسته است. مقادیر معیار آکاییک (۲/۴۲-)، شوارتز (۲/۱-) و حنان کویین (۲/۳-) نیز همگی گویای انتخاب مدلی بهینه با تعداد متغیرها و وقفه‌های مناسب هستند. در مجموع، این شاخص‌ها حاکی از آن است که مدل از برازش نسبتاً مطلوبی برخوردار بوده و نتایج آن قابلیت اتکای بالایی دارد. باتوجه‌به حضور وقفه از متغیر وابسته در مدل، برای بررسی فرض عدم خودهمبستگی، آماره h دوربین واتسون محاسبه شد. مقدار این آماره برابر با ۴/۹۷ به دست آمد که از مقدار بحرانی ۱/۹۶ در سطح اطمینان ۹۵ درصد بزرگ‌تر است. این نتیجه حاکی از رد فرضیه صفر و وجود خودهمبستگی مرتبه اول در باقیمانده‌های مدل است. برای اطمینان بیشتر و بررسی خودهمبستگی در مراتب بالاتر، آزمون بروش گادفری نیز انجام گرفت که نتایج آن در ادامه ارائه شده است. براین‌اساس به‌منظور اطمینان از استحکام نتایج در برابر مشکلات رایج سری‌های زمانی و صحت استنباط‌های آماری، ماتریس واریانس کوواریانس ضرایب با استفاده از تخمین‌زن HAC نیوی و وست (۱۹۸۷)[1] محاسبه شده است که در حضور ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی، برآوردی سازگار و معتبر ارائه می‌دهد و لذا کلیه نتایج و جداول حاضر مبتنی بر این تخمین‌زن تصحیح‌شده گزارش می‌گردند.

1. Newey & West (1987)

انجام آزمون‌های تشخیصی پیش از تحلیل نتایج، گامی ضروری برای تضمین اعتبار علمی پژوهش حاضر است. این ارزیابی سه هدف کلیدی را دنبال می‌نماید: نخست، اطمینان از پایایی برآوردها و قابلیت اعتماد به نتایج حاصل از مدل؛ دوم، اعتبارسنجی فروض کلاسیک اقتصادسنجی و اطمینان از انطباق مدل با این اصول و سوم، شناسایی محدودیت‌های احتمالی مدل به‌منظور ارتقای کیفیت تحلیل‌های آتی. جدول (۵) نتایج آزمون‌های تشخیصی شامل نرمال بودن توزیع خطاها، عدم خودهمبستگی، همسانی واریانس و صحت تصریح مدل را ارائه می‌دهد.

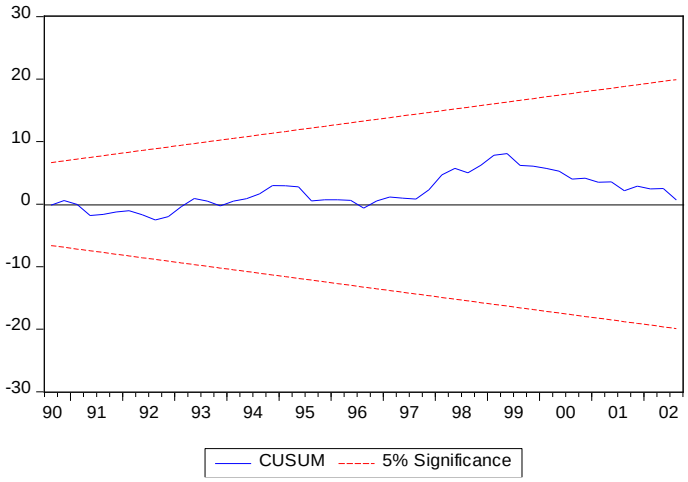
جدول ۵: نتایج آزمون‌های تشخیصی

آزمون‌ها	نوع آماره	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه نهایی
آماره‌های توصیفی باقیمانده‌ها	میانگین	-۹/۲۲e-۱۶	-	مطلوب
	میانه	۰/۰۰۴۰۰۴	-	مطلوب
	انحراف معیار	۰/۰۶۲۰۵۲	-	مطلوب
	چولگی	۰/۵۰۰۴۰۶	-	قابل‌قبول
	کشیدگی	۴/۱۱۴۱۷۹	-	قابل‌قبول
	جارک – برا	۵/۴۲۰۶۳۱	۰/۰۶۶۵۱۶	نرمال بودن
آزمون خودهمبستگی (LM)	آماره F	۰/۹۴۳۷۴۴	۰/۳۹۶۴	عدم خودهمبستگی
آزمون ناهمسانی واریانس	آماره F	۰/۵۹۴۳۹۲	۰/۷۷۷۷	همسانی واریانس
آزمون تصریح مدل رمزی (RESET)	آماره F	۱/۶۸۹۸۳۱	۰/۱۹۹۸	صحت تصریح مدل

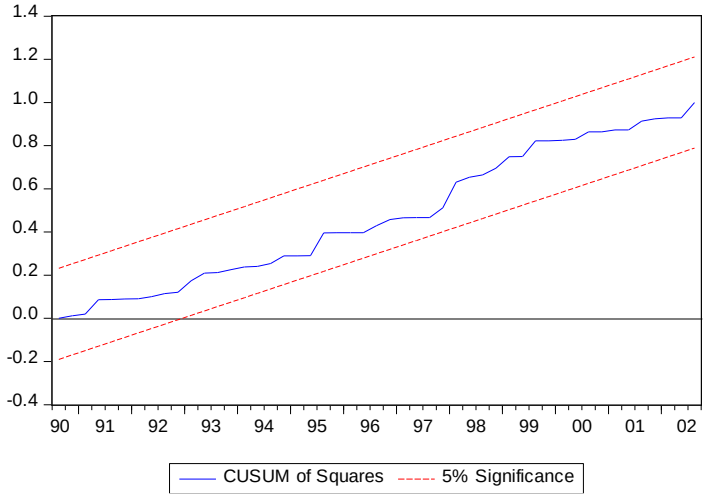
منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون جارک برا با آماره ۵/۴۲ و سطح معنی‌داری ۰/۰۶۶ نشان می‌دهد که فرضیه نرمال بودن باقیمانده‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود. این نتیجه با مقادیر چولگی (۰/۵۰) و کشیدگی (۴/۱۱) که در محدوده قابل‌قبول قرار دارند، تأیید می‌شود. این توزیع متقارن از خطاها، شرط لازم برای اعتبار نتایج تخمین مدل را فراهم می‌آورد. در آزمون بروش گادفری آماره F با مقدار ۰/۹۴ و سطح معنی‌داری ۰/۳۹ نشان می‌دهد که باقیمانده‌های مدل از خودهمبستگی معناداری برخوردار نیستند. این یافته حاکی از صحت تصریح ساختار وقفه‌های مدل است. در آزمون بروش پاگان گادفری نیز آماره F با مقدار ۰/۵۹ و سطح معنی‌داری ۰/۷۷، دال بر برقراری فرض همسانی واریانس در مدل برآورد شده است. این امر نشانگر آن است که واریانس خطاها در طول زمان ثابت بوده و مشکل ناهمسانی واریانس وجود ندارد. همچنین به‌منظور اطمینان از صحت تصریح مدل برآورد شده و عدم وجود خطای مشخصه، آزمون تصریح رمزی (RESET) انجام گرفت. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که مقدار احتمال مربوط به آماره F بزرگ‌تر از سطح معنی‌داری ۰/۰۵ است. ازاین‌رو، فرضیه صفر مبنی بر صحیح بودن تصریح مدل رد نمی‌شود. این نتیجه حاکی از آن است که مدل برآورد شده از نظر شکل تابعی دچار مشکل نبوده و توانایی لازم برای برازش داده‌ها را دارا است. تمامی آزمون‌های تشخیصی انجام شده شرایط لازم برای اعتبارسنجی مدل NARDL برآورد شده را تأیید می‌کنند. این نتایج نشان می‌دهد که مدل از ثبات آماری برخوردار است، تخمین‌زننده‌ها کارایی لازم را دارند و نتایج به‌دست‌آمده از مدل قابل‌اتکا و معتبر هستند.

بررسی ثبات ساختاری مدل‌های اقتصادسنجی از طریق آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ نیز یک اقدام مهم در اعتبارسنجی نتایج پژوهش محسوب می‌شود. این آزمون‌ها، از اهمیت بیشتری برخوردار هستند زیرا، می‌تواند وجود یا عدم وجود شکست‌های ساختاری در روابط را تشخیص دهد. نمودار آبی‌رنگ (شکل ۲) آزمون CUSUM که نشان‌دهنده تغییرات تجمعی باقیمانده‌های مدل است، در تمامی دوره مورد بررسی درون محدوده بحرانی ۵ درصد (نمودار قرمزرنگ) نوسان دارد که تأیید می‌کند مدل NARDL از ثبات پارامتری برخوردار است و روابط برآورد شده در طول دوره مطالعه پایدار بوده‌اند. به طور مکمل، نمودار آزمون CUSUMQ نیز که برای تشخیص تغییرات در واریانس خطا طراحی شده است، روندی پایدار را در درون محدوده بحرانی ۵ درصد نشان می‌دهد. این یافته تأیید می‌کند که ساختار واریانس خطای مدل نیز در طول دوره مطالعه پایدار است. مجموع نتایج این دو آزمون به طور قاطعانه‌ای نشان می‌دهد که الگوی نامتقارن شناسایی شده بین نااطمینانی اقتصادی، نرخ بهره و سرمایه‌گذاری یک رابطه ساختاری پایدار است و ناشی از تغییرات مقطعی یا شوک‌های گذرا نیست.



شکل ۲: آزمون CUSUM



شکل ۳: آزمون CUSUMQ

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از شناسایی روابط نامتقارن، اینک به اعتبارسنجی آماری یافته‌ها با استفاده از آزمون والد می‌پردازیم. آزمون والد امکان بررسی این فرضیه کلیدی را فراهم می‌کند که آیا ضرایب برآورد شده برای تغییرات مثبت و منفی به‌صورت معناداری با یکدیگر متفاوت هستند یا خیر. این آزمون به ما اطمینان می‌دهد که انتخاب فرم نامتقارن مدل بر اساس شواهد آماری معتبر بوده و نه‌تنها از حیث اقتصادی، بلکه از نظر آماری نیز توجیه‌پذیر است.

جدول ۶: نتایج آزمون والد برای بررسی نامتقارنی در بلندمدت

متغیر	فرضیه آزمون (برابری ضرایب)	آماره F	اختلاف ضرایب	احتمال	نتیجه
نااطمینانی اقتصادی	$H_0: \alpha_4^+ = \alpha_4^-$	۲۰/۹۸۳	-۰/۲۰۳	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر (وجود نامتقارنی تأیید می‌شود)
نرخ بهره	$H_0: \alpha_3^+ = \alpha_3^-$	۸/۴۸۵	-۰/۱۹۱	۰/۰۰۵۴	رد فرضیه صفر (وجود نامتقارنی تأیید می‌شود)

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون والد ارائه‌شده در جدول ۶ به‌روشنی وجود نامتقارنی ساختاری در اثرگذاری هر دو متغیر را تأیید می‌نماید. در مورد نااطمینانی اقتصادی، آماره‌ی F با سطح معناداری کمتر از ۰/۰۱ (P =۰/۰۰۰۰)، فرضیه صفر برابری ضرایب را به طور قطعی رد می‌کند. این نتیجه نشان می‌دهد واکنش سرمایه‌گذاری به افزایش نااطمینانی به طور معناداری قوی‌تر از واکنش آن به کاهش نااطمینانی است. در مورد نرخ بهره نیز، آماره‌ی F در سطح معناداری ۱ درصد (P =۰/۰۰۵۴) معنادار است که دال بر رد فرضیه صفر و تأیید وجود نامتقارنی در تأثیرگذاری این متغیر است. بدین ترتیب، اختلاف معنادار بین ضرایب افزایش و کاهش در هر دو متغیر، انتخاب مدل‌سازی NARDL و رویکرد نامتقارن این پژوهش را از پایه‌ای مستحکم آماری برخوردار می‌سازد. این یافته‌ها که با استانداردهای بین‌المللی نیز همخوانی دارد، نشان می‌دهد مدل‌سازی نامتقارن یک انتخاب روش‌شناختی برای تحلیل سرمایه‌گذاری در ایران است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این مطالعه با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) و استفاده از شاخص نوین «جستجوهای مرتبط با نااطمینانی اقتصادی» گامی در شناخت روابط نامتقارن در اقتصاد ایران برداشته است. یافته‌های کلیدی حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری در ایران از حساسیتی نامتقارن برخوردار است که به شکل واکنش شدید به افزایش نااطمینانی (با اثر منفی معنادار) و بی‌تفاوتی نسبی به کاهش آن (با ضریب غیرمعنادار) تجلی می‌یابد. این نتیجه از دو جنبه با ادبیات پیشین هم‌خوانی و تکمیل‌کننده آن است. نخست، تأیید اثر منفی قوی افزایش نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری، یافته‌ای است که در سطح بین‌المللی توسط مطالعاتی چون بلوم (۲۰۰۹) و بیکر و همکاران (۲۰۱۶) و در سطح ایران توسط پژوهش‌هایی مانند گودرزی فراهانی و عباسی نژاد (۱۴۰۲) به‌دست‌آمده است. آنچه مطالعه حاضر به آن می‌افزاید، آشکارسازی ماهیت نامتقارن این

رابطه در اقتصاد ایران است. این یافته با نتایج تحقیقات پیشگامانه در دیگر کشورها که از روش‌های غیرخطی مانند NARDL استفاده کرده‌اند، هم‌سو است؛ برای مثال، بهمنی اسکویی و ساها (۲۰۱۹) در کشورهای گروه هفت و لانگ و همکاران (۲۰۲۱) در چین نیز به نامتقارن بودن تأثیر نااطمینانی بر متغیرهای مالی و سرمایه‌گذاری دست یافته‌اند. وجه تمایز مهم این تحقیق، تأیید عدم تقارن شدید (اثر تنها از جانب شوک‌های مثبت) است که باتوجه‌به تجربیات تاریخی اقتصاد ایران (مانند دوره‌های تشدید تحریم) و ضعف نهادی بازارهای مالی، منطقی به نظر می‌رسد. وجه تمایز دیگر این پژوهش، محاسبه شاخصی نوین برای سنجش نااطمینانی است. درحالی‌که بخش عمده‌ای از مطالعات پیشین بین‌المللی بر شاخص محاسبه شده و در دسترس «نااطمینانی سیاست اقتصادی» (EPU) مبتنی بر تحلیل محتوای اخبار (Baker et al., 2016) تکیه داشته‌اند، پژوهش حاضر باهدف پوشش کاستی‌های این شاخص (از جمله تأخیر زمانی و وابستگی به گفتمان رسانه‌ای)، از شاخص «جستجوهای اینترنتی مرتبط با نااطمینانی اقتصادی» استفاده کرده است. این شاخص که بر اساس روش‌شناسی بونتمپی و همکاران (۲۰۲۱) طراحی و برای اقتصاد ایران بومی‌سازی شده، با ثبت مستقیم و بلادرنگ نگرانی فعالان اقتصادی، معیاری پویاتر و رفتاری‌تر از ادراک عمومی از نااطمینانی ارائه می‌دهد.

از منظر نظری نیز نظریه‌های گزینه‌های واقعی، سرمایه‌گذاری تحت عدم اطمینان و انتظارات تطبیقی چارچوب نظری مناسبی برای توضیح آثار نامتقارن نااطمینانی اقتصادی بر سرمایه‌گذاری ارائه می‌دهد. بر اساس نظریه گزینه‌های واقعی، در شرایط نااطمینانی بالا، بنگاه‌ها ترجیح می‌دهند سرمایه‌گذاری‌های خود را به تعویق‌اندازند تا از تحمیل هزینه‌های برگشت‌ناپذیر اجتناب کنند. این رفتار عقلایی ناشی از سه مکانیزم کلیدی است. نخست آنکه در محیط‌های ناپایدار، هزینه فرصت انتظار برای کسب اطلاعات بیشتر کاهش می‌یابد، چرا که ارزش اطلاعات اضافی در چنین شرایطی افزایش می‌یابد. دوم آنکه ارزش گزینه انتظار برای بنگاه‌ها به طور قابل‌توجهی افزایش می‌یابد، زیرا این اختیار به آنها امکان می‌دهد در آینده و با اطلاعات کامل‌تر تصمیم‌گیری کنند. سوم آنکه در مقابل کاهش نااطمینانی، بنگاه‌ها به دلیل وجود ریسک‌های باقیمانده و رفتار محافظه‌کارانه، لزوماً به سرمایه‌گذاری فوری روی نمی‌آورند. نظریه سرمایه‌گذاری تحت عدم اطمینان که توسط برنانک (۱۹۸۳)[1] و بلوم (۲۰۰۹) توسعه‌یافته است، سازوکارهای رفتاری و اقتصادی مهمی را در توضیح آثار نامتقارن نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری ارائه می‌دهد. این نظریه نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی اقتصادی از دو مسیر اصلی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد. نخست آنکه با افزایش نوسانات درآمدهای آتی، امکان پیش‌بینی جریان‌های نقدی پروژه‌های سرمایه‌ای بادقت کمتری ممکن می‌شود. دوم آنکه این شرایط، محافظه‌کاری بنگاه‌ها را در پیش‌بینی‌های مالی و ارزیابی پروژه‌ها به‌شدت افزایش می‌دهد. این دو عامل در کنار هم اثر منفی قوی‌ای بر سطح سرمایه‌گذاری‌ها اعمال می‌کنند. در مقابل، هنگام کاهش نااطمینانی، بنگاه‌ها به دلیل رفتار محافظه‌کارانه و وجود پدیده هیسترزیس[2] (تأخیر در بازگشت به شرایط اولیه پس از شوک‌های منفی)، واکنش ضعیف‌تری از خود نشان می‌دهند. نظریه انتظارات تطبیقی[3] نیز در توضیح رفتار نامتقارن سرمایه‌گذاران ایرانی در مواجهه با

1. Bernanke (1983)
2. Hysteresis Effect
3. Adaptive Expectations Theory

نااطمینانی اقتصادی، نقش‌محوری ایفا می‌کند. این نظریه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران ایرانی به دلیل تجربیات تاریخی مکرر با بی‌ثباتی‌های اقتصادی، الگوی رفتاری خاصی از خود بروز می‌دهند. در مواجهه با شوک‌های منفی و افزایش نااطمینانی، واکنش آنان سریع و شدید است که این امر ناشی از حافظه تاریخی از آثار رکودهای تورمی و بحران‌های ارزی گذشته است. این واکنش سریع در واقع سازوکار دفاعی برای کاهش زیان‌های احتمالی است. در مقابل، هنگام کاهش نااطمینانی و بهبود شرایط اقتصادی، همان سرمایه‌گذاران بااحتیاط و تردید عمل می‌کنند که بازتابی از عدم اعتماد ساختاری به ثبات پایدار اقتصادی است. این عدم تقارن رفتاری ریشه در خاطره جمعی از دوره‌های مکرر رونق و رکود در اقتصاد ایران دارد که منجر به شکل‌گیری نوعی بدبینی سیستماتیک شده است. این نظریات، توضیح می‌دهد که چرا اثرات منفی افزایش نااطمینانی بر سرمایه‌گذاری در ایران، هم از نظر شدت و هم از نظر سرعت، به‌مراتب قوی‌تر از اثرات مثبت کاهش نااطمینانی است.

این یافته‌های تجربی و نظری حاوی دلالت‌های سیاستی عمیقی برای اقتصاد ایران است. نخست آنکه باتوجه‌به اثرات مخرب افزایش نااطمینانی اقتصادی، کنترل و مهار شوک‌های افزایش نااطمینانی باید در صدر اولویت‌های سیاست‌گذاری قرار گیرد. دوم آنکه نتایج نشان می‌دهد کاهش نااطمینانی به‌تنهایی محرک معناداری برای سرمایه‌گذاری محسوب نمی‌شود، بنابراین سیاست‌گذاران نباید صرفاً به این ابزار اتکا نمایند. سوم آنکه طراحی سازوکارهای هوشمند کاهش آسیب‌پذیری در برابر نوسانات اقتصادی ضرورتی انکارناپذیر است.

همچنین نتایج نشان می‌دهد کاهش نرخ بهره با تأثیر محرک قوی و معناداری همراه است (ضریب ۰/۱۹۲ در سطح ۱درصد)، حال‌آنکه افزایش نرخ بهره فاقد اثر معنادار در بلندمدت است. این یافته مبنی بر تأثیر نامتقارن نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری نیز در ادبیات تجربی جدید سابقه دارد. برای نمونه، لانگ و همکاران (۲۰۲۱) و الحکیمی و شاما (۲۰۲۲) نیز بر واکنش متفاوت سرمایه‌گذاری به افزایش و کاهش هزینه سرمایه تأکید کرده‌اند. بااین‌حال، بی‌تأثیری افزایش نرخ بهره در مطالعه حاضر، پدیده‌ای قابل‌تأمل است که با ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران، از جمله محدودیت شدید اعتباری، سهم بالای تسهیلات تکلیفی و مکانیزم‌های کنترل دستوری نرخ سود (Dehghani et al., 2019) قابل‌تبیین است. این نتیجه، شواهدی از ناکارایی نسبی کانال قیمتی سیاست پولی در شرایط خاص ایران ارائه می‌دهد و مطالعه آن را از پژوهش‌های مشابه در اقتصادهای با بازارهای مالی عمیق‌تر متمایز می‌سازد.

تحلیل بی‌تأثیری افزایش نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری در ایران را می‌توان در چارچوب ویژگی‌های ساختاری نظام بانکی و مکانیزم‌های کنترل دستوری تبیین نمود. در شرایطی که بنگاه‌ها با محدودیت شدید اعتباری مواجه‌اند (مانند اقتصاد ایران)، افزایش نرخ بهره تأثیر محدودی دارد، چرا که اساساً دسترسی به اعتبارات بانکی برای بسیاری از واحدهای تولیدی امکان‌پذیر نیست. همچنین در نظام بانکی ایران، وجود روابط بلندمدت اعتباری بین بانک‌ها و بنگاه‌های بزرگ و اعطای تسهیلات مبتنی بر شبکه‌های ارتباطی (به‌جای معیارهای هزینه سرمایه) موجب شده است افزایش نرخ بهره تأثیر فوری بر تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری نداشته باشد. ازسوی‌دیگر، سهم بالای تسهیلات تکلیفی با نرخ‌های ترجیحی که بر اساس سیاست‌های دولت پرداخت می‌شوند، باعث شده تغییرات

نرخ بهره بازار تأثیر محدودی بر حجم کلی اعتبارات داشته باشد. این وضعیت با مکانیزم‌های کنترل دستوری تشدید شده است؛ به‌گونه‌ای که سقف گذاری اداری نرخ سود توسط بانک مرکزی و تخصیص منابع بانکی بر مبنای اولویت‌های سیاستی دولت (به‌جای سازوکار قیمت‌گذاری بازار) موجب کاهش حساسیت سرمایه‌گذاری به افزایش نرخ بهره شده است. این شرایط در چارچوب فرضیه بازار دوگانه قابل‌تحلیل است که در آن تقابل بخش رسمی با نرخ‌های دستوری و بخش غیررسمی با سازوکارهای بازار آزاد، آثار متفاوتی بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران برجای می‌گذارد و در نهایت منجر به بی‌تأثیری نسبی افزایش نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران شده است.

تحلیل اثر تحریکی کاهش نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری در ایران را می‌توان از دو منظر اصلی هزینه تأمین مالی و کانال انتظارات مورد بررسی قرارداد. از منظر هزینه تأمین مالی، کاهش نرخ بهره از طریق دو مکانیزم مؤثر عمل می‌نماید. نخست آنکه با کاهش هزینه استقراض، پروژه‌هایی که پیش‌تر به دلیل پایین‌بودن نرخ بازده داخلی نسبت به نرخ بهره از چرخه سرمایه‌گذاری خارج می‌شدند، مجدداً توجیه اقتصادی می‌یابند؛ دوم آنکه کاهش اقساط تسهیلات موجود موجب بهبود جریان نقدی بنگاه‌ها شده و منابع داخلی بیشتری را برای سرمایه‌گذاری‌های جدید آزاد می‌سازد. ازسوی‌دیگر، کانال انتظارات نیز از دو مسیر به تقویت سرمایه‌گذاری می‌پردازد. از یک سو، کاهش نرخ بهره به‌عنوان سیگنالی از اتخاذ سیاست‌های انبساطی توسط مقامات پولی، چشم‌انداز اقتصادی را در نظر سرمایه‌گذاران بهبود می‌بخشد؛ ازسوی‌دیگر، این کاهش از طریق اثر ثروت، ارزش فعلی دارایی‌ها را افزایش داده و با بهبود ترازنامه بنگاه‌ها، ظرفیت وام‌گیری آن‌ها را ارتقا می‌دهد. در شرایط خاص اقتصاد ایران، اثر سیگنالینگ کاهش نرخ بهره از اهمیت مضاعفی برخوردار است، چرا که فعالان اقتصادی این اقدام را نه صرفاً به‌عنوان یک ابزار سیاستی، بلکه نشانه‌ای از ثبات آتی اقتصاد تفسیر نموده که این امر به نوبه خود موجب تشدید اثرات تحریکی کاهش نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری می‌گردد. این مکانیزم‌های به‌هم‌پیوسته در کنار یکدیگر، کاهش نرخ بهره را به ابزاری مؤثر برای تحریک سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران تبدیل نموده‌اند. این یافته‌ها سه پیام کلیدی برای سیاست‌گذاری به همراه دارد: نخست، پرهیز از شوک‌های ناگهانی افزایش نرخ بهره که می‌تواند به اختلال در فرایند سرمایه‌گذاری بینجامد. دوم، تقدم کاهش تدریجی و برنامه‌ریزی‌شده نرخ‌ها که اثرات محرک قوی‌تری بر اقتصاد دارد. سوم، تقویت نظام نظارتی برای رصد دقیق انتقال اثرات سیاستی به بخش واقعی اقتصاد.

در نهایت، تأیید نقش رشد اقتصادی به‌عنوان محرک سرمایه‌گذاری، هم‌سو با مبانی نظری و یافته‌های کلاسیک و معاصر در حوزه رشد و سرمایه‌گذاری است. حال باتوجه‌به یافته‌های مربوط به تأثیر نااطمینانی اقتصادی، نرخ بهره و رشد اقتصادی بر سرمایه‌گذاری در ایران می‌توان به سه رهنمود اساسی برای سیاست‌گذاران رسید. نخست، مدیریت هوشمند نااطمینانی با تمرکز بر کنترل عوامل افزایش‌دهنده آن به‌جای اتکا به اثرات مثبت کاهش نااطمینانی؛ دوم، اتخاذ سیاست‌گذاری پولی نامتقارن با اولویت کاهش تدریجی نرخ بهره و اجتناب از شوک‌های افزایشی و سوم، تقویت بنیان‌های رشد اقتصادی از طریق توجه ویژه به محرک‌های واقعی سرمایه‌گذاری، به‌ویژه رشد تولید ناخالص داخلی.

اگرچه این پژوهش گامی در شناخت روابط نامتقارن میان متغیرهای اقتصادی برداشته است، اما با محدودیت‌هایی همراه است که زمینه را برای تحقیقات آینده هموار می‌سازد. نخست، محدودیت داده‌هاست که پیشنهاد می‌شود در مطالعات بعدی از داده‌های تفکیک‌شده سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و عمومی استفاده شود تا تحلیل دقیق‌تری ارائه گردد. دوم، می‌توان از روش‌های پیشرفته‌تر مدل‌سازی غیرخطی مانند مارکوف سوئیچینگ بهره گرفت. سوم، گسترش حوزه مطالعه به بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی و نرخ بهره بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی مانند مصرف، تورم و بیکاری می‌تواند ابعاد جدیدی از این روابط را آشکار سازد.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رساله دکتری ***مهدی غلامپور فردوئی*** در رشته علوم اقتصادی است که تحت راهنمایی دکتر **اسمعیل ابونوری** و با مشاوره دکتر **تیمور محمدی** در گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان انجام شده است.

تضاد منافع

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

حامی مالی

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

سپاسگزاری (تقدیر و تشکر)

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

شناسه ارکید (ORCID)

مهدی غلامپور فردوئی https://orcid.org/0009-0006-1159-2023

اسمعیل ابونوری https://orcid.org/0000-0003-4168-7163

تیمور محمدی https://orcid.org/0000-0003-4394-774X

منابع و مأخذ

باقرزاده آذر، فاطمه، محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین و منصورفر، غلامرضا. (۱۳۹۹). رابطه غیرخطی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت و رشد اقتصادی ایران با تأکید بر توسعه بازارهای مالی در قالب مدل نوین GAS. *نشریه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۲)، ۱۰۳-۱۲۸. https://doi.org/10.22034/ecoj.2020.11010

پدرام، مهدی، پروایی، سعیده و رئیسی، هلیا. (۱۴۰۴). تقاضای پول و نااطمینانی اقتصادی در ایران. *نشریه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران*، ۱۱(۱)، ۳۱-۵۲. https://doi.org/10.22051/ieda.2025.51675.1473

پوردهقان اردکان، مصطفی، علوی باجگانی، سید علی رضا، ابطحی، سید یحیی و دهقان تفتی، محمد علی. (۱۴۰۴). اثرات آستانه‌ای نااطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای درحال‌توسعه. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۲)، ۹۱-۱۱۱. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.142014.1168

ستوده‌نیا کرانی، سلمان و شفیع‌زاد آبکنار، بتول. (۱۴۰۴). بررسی اثر نااطمینانی بر رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی در ایران. *نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۵(۵۹)، ۱–۲۰. https://doi.org/10.30473/egdr.2025.73885.6971

عباسیان، عزت‌اله، مظاهری، طهماسب، صحت، سعید، و اکبری، مهری. (۱۴۰۱). طراحی شاخص عدم اطمینان شرایط سرمایه‌گذاری. *نشریه دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۱(۴۱)، ۱۱۹–۱۴۴. http://www.jik-ifea.ir/article_19086.html?lang=fa

کاشیان، عبدالمحمد، خراسانی، مهناز و ابراهیمی، سید کاظم. (۱۴۰۴). بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر کارایی سیستم مالی ایران: رویکرد NARDL. *نشریه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۱۲(۳)، ۱۲۹–۱۶۴. https://doi.org/10.22034/ecoj.2025.67512.3435

کیماسی، مسعود، غفاری نژاد، امیرحسین، و رضایی، سولماز (۱۳۹۵). تأثیر تحریم‌های نظام بانکی کشور بر سودآوری آنها. *نشریه پژوهش‌های پولی بانکی*، ۹(۲۸)، ۱۷۱–۱۹۷. https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-341-fa.html

گودرزی فراهانی، یزدان و عباسی نژاد، حسین. (۱۴۰۲). سنجش تأثیر تکانه نااطمینانی اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *نشریه اقتصاد باثبات*، ۴(۳)، ۱۰۶–۱۳۳. https://doi.org/10.22111/sedj.2023.44255.1277

گودرزی فراهانی، یزدان، عادلی، امیدعلی و قربانی، عاطفه. (۱۳۹۹). تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز با استفاده از رویکرد مدل خود هم‌بسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL). *نشریه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۴)، ۱۴۷–۱۷۱. https://doi.org/10.22075/jem.2021.22243.1547

لونی، سمیه، عباسیان، عزت‌الله و حاجی، غلامعلی. (۱۴۰۰). اثر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری شرکتی: شواهدی از شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه تحقیقات مالی*، ۲۳(۲)، ۲۴۹–۲۶۸. https://doi.org/10.22059/frj.2021.310437.1007069

رضاقلی‌زاده، مهدیه، طهرانچیان، امیرمنصور و علیزاده نقارچی، فاطمه. (۱۴۰۲). بررسی اثرات نامتقارن عدم اطمینان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها. *نشریه پژوهش‌نامه اقتصاد کلان*، ۱۸(۴۰)، ۴۱–۶۷. https://doi.org/10.22080/iejm.2024.26309.2015

یاوری فر، آرش، امامی، کریم و محمدی، تیمور. (۱۴۰۲). اثرات شوک ناشی از نااطمینانی سیاست اقتصادی بر اقتصاد ایران با رویکرد DSGE. *نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۵(۳۰)، ۳۸–۶۶. https://doi.org/10.22034/epj.2023.20166.2440

References

Abbasian, E., Mazaheri, T., Sehat, S., & Akbari, M. (2022). Designing an Uncertainty Index for Investment Conditions. *Journal of Investment Knowledge, 11*(41), 119-144. http://www.jik-ifea.ir/article_19086.html?lang=fa [In Persian].

Abel, A. B. (1983). Optimal investment under uncertainty. *American Economic Review, 73*(1), 228-233. https://www.jstor.org/stable/1803942

Adedoyin, T. L., Leshoro, L. A., & Wabiga, P. (2023). The asymmetric effects of interest rates on private investment in South Africa. *Acta Universitatis Danubius. Œconomica, 19*(3), 161-182. https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=1165408

Adil, M. H., & Roy, A. (2024). Asymmetric effects of uncertainty on investment: Empirical evidence from India. *The Journal of Economic Asymmetries, 29*, e00359. https://doi.org/10.1016/j.jeca.2024.e00359

Aghion, P., Angeletos, G.M., Banerjee, A., Manova, K., (2010). Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics, 57* (3), 246-265. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.02.005

Alam, M. I., & Quazi, R. M. (2003). Determinants of capital flight: An econometric case study of Bangladesh. *Review of Applied Economics, 17*(1), 85-103. https://doi.org/10.1080/713673164

Alhakimi, S. S., & Shama, T. R. (2022). Examining the asymmetric impacts of interest and exchange rate on investment in Egypt for the period 1976-2020: Applying NARDL model. *Economics Researches, 28*(132). https://doi.org/10.33095/jeas.v28i132.2269

Ali, S., Badshah, I., Demirer, R., & Hegde, P. (2022). Economic policy uncertainty and institutional investment returns: The case of New Zealand. *Pacific-Basin Finance Journal, 74*, Article 101797

Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. (2016). Financial frictions and fluctuations in volatility. *Journal of Political Economy, 127*(5), 2049-2103. https://doi.org/10.1086/701792

Baghzadeh Azar, F., Mohseni Zanouzi, S. J., & Mansourfar, G. (2020). The Nonlinear Relationship Between Government Economic Policy Uncertainty and Economic Growth in Iran: Emphasizing Financial Market Development in the GAS Model. *Journal of Applied Economic Theory, 7*(2), 103-128. https://doi.org/10.22034/ecoj.2020.11010 [In Persian].

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2019). On the effects of policy uncertainty on stock prices: An asymmetric analysis. *Quant Financ Econ, 3*(2), 412–424. https://doi.org/10.3934/QFE.2019.2.412

Bahmani-Oskooee, M., & Maki-Nayeri, M. (2019). Asymmetric effects of policy uncertainty on domestic investment in G7 countries. *Open Economies Review, 30*(4), 675-693. https://doi.org/10.1007/s11079-019-09523-z

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics, 131*(4), 1593-1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

Baker, S. R., Bloom, N., & Terry, S. J. (2022). *Using disasters to estimate the impact of uncertainty*. (NBER Working Paper No. 27167). National Bureau of Economic Research. https://www.nber.org/papers/w27167

Banerji, A., Dolado, J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. F. (1993). *Cointegration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press.

Bekaert, G., Hoerova, M., & Duca, M. L. (2013). Risk, uncertainty, and monetary policy. *Journal of Monetary Economics, 60*(7), 771-788. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2013.06.003

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics, 98*(1), 85-106. https://doi.org/10.2307/1885568

Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica, 77*(3), 623-685. https://doi.org/10.3982/ECTA6248

Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *The Journal of Economic Perspectives, 28*(2), 153-176. DOI: 10.1257/jep.28.2.153

Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2018). Really Uncertain Business Cycles. *Econometrica, 86*(3), 1031-1065. https://doi.org/10.3982/ECTA10927

Bond, S. R., & Lombardi, D. (2006). To buy or not to buy? Uncertainty, irreversibility, and heterogeneous investment dynamics in Italian company data. *IMF Staff Papers, 53*(3), 375-400. https://doi.org/10.2307/30035918

Bontempi, M. E., Frigeri, M., Golinelli, R., & Squadrani, M. (2019). *Uncertainty, perception, and the internet.* SSRN. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3469503

Bontempi, M. E., Frigeri, M., Golinelli, R., & Squadrani, M. (2021). EURQ: A new web search-based uncertainty index. *Economica, 88*(352), 969-1015. https://doi.org/10.1111/ecca.12372

Bontempi, M. E., Golinelli, R., & Squadrani, M. (2016). *A new index of uncertainty based on internet searches: A friend or foe of other indicators?* (Working Paper). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2746346

Byrne, J. P., & Davis, E. P. (2005). Investment and uncertainty in the G7. *Review of World Economics, 141*(1), 1-32. https://doi.org/10.1007/s10290-005-0013-0

Caballero, R. J. (1991). On the sign of the investment-uncertainty relationship. *American Economic Review, 81*(1), 279-288. https://www.jstor.org/stable/2006800

Carrière-Swallow, Y., & Céspedes, L. F. (2013). The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics, 90*(2), 316–325. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.03.003

Cascaldi-Garcia, D., Sarisoy, C., Londono, J. M., Sun, B., Datta, D. D., Ferreira, T., Grishchenko, O., Jahan-Parvar, M. R., Loria, F., Ma, S., Rodriguez, M., Zer, I., & Rogers, J. (2023). What is certain about uncertainty? *Journal of Economic Literature, 61*(2), 624–654. https://doi.org/10.1257/jel.20211645

Dehghani, A., Ghaffari Nejad, A. H., & Abbasi, J. (2019). The effect of political intervention of the government on the cost efficiency: case study of iran's banking system. *Journal of Economics and Economic Education Research*, *20*(3).

Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton University Press.

Donadelli, M. (2015). Google search-based metrics, policy-related uncertainty, and macroeconomic conditions. *Applied Economics Letters, 22*(10), 801-807. https://doi.org/10.1080/13504851.2014.978070

Dzielinski, M. (2012). Measuring economic uncertainty and its impact on the stock market. *Finance Research Letters, 9*(3), 167-175. https://doi.org/10.1016/j.frl.2011.10.003

Ettayib, M., Trari, M. H., & Mimouni, Y. (2025). The asymmetric impact of economic policy uncertainty, trade and geopolitical risk on firm-level investment in BRICS countries: Fresh insights from multiple thresholds NARDL approach. *SN Business & Economics, 5*, 153. https://doi.org/10.1007/s43546-025-00902-y

Farooq, U., Tabash, M. I., Anagreh, S., & Saleh Al-Faryan, M. A. (2022). Economic policy uncertainty and corporate investment: Does quality of governance matter? *Cogent Economics & Finance, 10*(1), Article 2157118.

Florio, A., (2004). The asymmetric effects of monetary policy. *Journal of Economic Surveys, 18* (3), 409-426. https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2004.0226.x

Foerster, A. (2014). The asymmetric effects of uncertainty. *Economic Review, Q*(3), 5-26.

Georgiadis, G., (2015). Examining asymmetries in the transmission of monetary policy in the euro area: Evidence from a mixed cross-section global VAR model. *European Economic Review, 75*(c), 195–215. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.12.007

Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). *Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics* (Working Paper No. w20038). Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research. https://doi.org/10.3386/w20038

Goudarzi Farahani, Y., & Abbasinejad, H. (2023). Measuring the Impact of Economic Uncertainty Shocks on Macroeconomic Variables: A DSGE Approach. *Sustainable Economy Journal, 4*(3), 106-133. https://doi.org/10.22111/sedj.2023.44255.1277 [In Persian].

Goudarzi Farahani, Y., Adeli, O., & Ghorbani, A. (2020). The Impact of Economic Policy Uncertainty on Exchange Rate Volatility Using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

(NARDL) Model. *Econometric Modeling, 5*(4), 147-171. https://doi.org/10.22075/jem.2021.22243.1547 [In Persian].

Hartman, R. (1972). The effects of price and cost uncertainty on investment. *Journal of Economic Theory, 5*(2), 258-266. https://doi.org/10.1016/0022-0531(72)90105-6

Jorgenson, D. W. (1963). Capital theory and investment behavior. *American Economic Review, 53*(2), 247-259. https://www.jstor.org/stable/1823868

Kashian, A., Khorasani, M., & Ebrahimi, S. K. (2025). Investigating the Asymmetric Effects of Economic Policy Uncertainty on the Efficiency of Iran's Financial System: A NARDL Approach. *Journal of Applied Economic Theory*. https://doi.org/10.22034/ecoj.2025.67512.3435 [In Persian].

Kimasi, M., Ghafari Nejad, A., & Rezaei, S. (2016). The Impact of Banking System Sanctions on Their Profitability. *Monetary and Banking Research Journal, 9*(28), 171-197. https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-341-fa.html [In Persian].

Koetse, M. J., De Groot, H. L. F., & Florax, R. J. G. M. (2009). A meta-analysis of the investment-uncertainty relationship. *Southern Economic Journal, 76*(1), 283-306. https://doi.org/10.4284/sej.2009.76.1.283

Lemieux, J., & Peterson, R. A. (2011). Purchase deadline as a moderator of the effects of price uncertainty on search duration. *Journal of Economic Psychology, 32*(1), 33–44. https://doi.org/10.1016/j.joep.2010.10.005

Lim, J. J. (2014). Institutional and structural determinants of investment worldwide. *Journal of Macroeconomics, 41*(C), 160-177. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.05.007

Long, S., Pei, H., Tian, H., & Li, F. (2021). Asymmetric impacts of economic policy uncertainty, capital cost, and raw material cost on China's investment. *Economic Analysis and Policy, 72*, 129-144. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.08.005

Loni, S., Abbasian, E., & Haji, G. (2021). The Effect of Economic Policy Uncertainty on Corporate Investment: Evidence from Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial Research, 23*(2), 249-268. https://doi.org/10.22059/frj.2021.310437.1007069 [In Persian].

Meinen, P., & Roehe, O. (2017). On measuring uncertainty and its impact on investment: Cross-country evidence from the Euro Area. *European Economic Review, 92*, 161-179. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2016.12.002

Mojon, B., Smets, F., Vermeulen, P., (2002). Investment and monetary policy in the euro area. *Journal of Banking & Finance, 26* (11), 2111-2129. https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00202-9

Nainggolan, P., Ramli, R., Daulay, M., Rujiman, R., (2015). An analysis of determinant on private investment in North Sumatra province, Indonesia. *Journal of Management Research, 7* (1), 38-57. https://doi.org/10.5296/jmr.v7i1.6541

Narayan, P. K., & Narayan, S. (2004). Estimating income and price elasticities of imports for Fiji in a cointegration framework. *Economic Modelling, 22*(3), 423-438. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2004.06.004

Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. Econometrica, 55(3), 703-708. https://doi.org/10.2307/1913610

Nusair, S. A., & Al-Khasawneh, J. A. (2022). Impact of economic policy uncertainty on the stock markets of the G7 countries: A nonlinear ARDL approach. *The Journal of Economic Asymmetries, 26*, Article e00251. https://doi.org/10.1016/j.jeca.2022.e00251

Nusair, S. A., Olson, D., & Al-Khasawneh, J. A. (2024). Asymmetric effects of economic policy uncertainty on demand for money in developed countries. *The Journal of Economic Asymmetries, 29*, Article e00350. https://doi.org/10.1016/j.jeca.2023.e00350

Pedram, M., Parvaei, S., & Raeisi, H. (2025). Money Demand and Economic Uncertainty in Iran. *Iranian Economic Development Analyses, 11*(1), 31-52. https://doi.org/10.22051/ieda.2025.51675.1473 [In Persian].

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*(3), 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616

Pindyck, R. S. (1982). Adjustment costs, uncertainty, and the behavior of the firm. *American Economic Review, 72*(3), 415-427. https://www.jstor.org/stable/1831541

Pourdahghan Ardakan, M., Alavi Bajgahani, S. A. R., Abtahi, S. Y., & Dehghan Tafti, M. A. (2025). Threshold Effects of Global Economic Uncertainty on Foreign Investment in Developing Countries. *Economic Policies and Research, 4*(2), 91-111. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.142014.1168 [In Persian].

Rezagholizadeh, M., Tehranchian, A., & Alizadeh Nagharchi, F. (2023). Investigating the Asymmetric Effects of Oil Price Uncertainty on Corporate Investment. *Macroeconomics Research Journal, 18*(40), 41-67. https://doi.org/10.22080/iejm.2024.26309.2015 [In Persian].

Romer, C. D. (1990). The Great Crash and the onset of the Great Depression. *The Quarterly Journal of Economics, 105*(3), 597–624. https://doi.org/10.2307/2937892

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy, 98*(5, Part 2), S71–S102. https://doi.org/10.1086/261725

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R. Sickels & W. Horrace (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (pp. 281–314). Springer, New York. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

Simran, & Sharma, A. K. (2023). Asymmetric impact of economic policy uncertainty on cryptocurrency market: Evidence from NARDL approach. *The Journal of Economic Asymmetries, 27*, e00298. https://doi.org/10.1016/j.jeca.2023.e00298

So, E. C. (2013). A new approach to predicting analyst forecast errors: Do investors overweight analyst forecasts? *Journal of Financial Economics, 108*(3), 615–640. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.002

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, 70*(1), 65–94. https://doi.org/10.2307/1884513

Sotoudehnia Karani, S., & Shafizadeh Abkenar, B. (2025). Investigating the Effect of Uncertainty on Economic Growth and Monetary Policies in Iran. *Economic Growth and Development Research, 15*(59), 1-20. https://doi.org/10.30473/egdr.2025.73885.6971 [In Persian].

Tabash, M. I. (2025). Economic policy uncertainty and foreign direct investment inflow: The role of institutional quality in South Asia region. *Research in International Business and Finance, 76*, 102860. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2025.102860

Yavarifar, A., Emami, K., & Mohammadi, T. (2023). The Effects of Economic Policy Uncertainty Shocks on the Iranian Economy Using a DSGE Approach. *Journal of Economic Policy, 15*(30), 38-66. https://doi.org/10.22034/epj.2023.20166.2440 [In Persian].

Zeira, J. (1990). Cost uncertainty and the rate of investment. *Journal of Economic Dynamics and Control, 14*(1), 53-63. https://doi.org/10.1016/0165-1889(90)90005-2

پیوست

عبارات کلیدی مرتبط با نااطمینانی اقتصادی که مبنای محاسبه شاخص نااطمینانی اقتصادی در این پژوهش قرار گرفته به شرح زیر است.

«اقتصاد»، «شرایط اقتصادی»، «ارز»، «نرخ ارز»، «ذخایر ارزی»، «بحران ارزی»، «دلار»، «یورو»، «کاهش ارزش پول»، «حفظ ارزش ریال»، «طلا»، «قیمت طلا»، «قیمت سکه»، «خودرو»، «قیمت خودرو»، «قیمت ماشین»، «انحصار خودرو»، «قیمت مسکن»، «وام مسکن»، «اجاره‌خانه»، «مسکن مهر»، «مسکن ملی»، «مسکن حمایتی»، «شاخص بورس»، «بازار سرمایه»، «بازار سهام»، «بیت‌کوین»، «مدیریت سرمایه»، «تورم»، «رکود»، «تحریم»، «هسته‌ای»، «مذاکرات»، «قطعنامه»، «قطعنامه ضدایرانی»، «آژانس بین‌المللی انرژی اتمی»، «برجام»، «FATF»، «قیمت نفت»، «فروش نفت»، «صادرات نفت»، «صادرات غیرنفتی»، «قیمت بنزین»، «ناترازی انرژی»، «قطعی برق»، «قطعی گاز»، «بحران آب»، «کمبود آب»، «مالیات»، «کسری بودجه دولت»، «بدهی دولتی»، «اوراق بدهی دولتی»، «ناترازی بودجه»، «یارانه»، «تعرفه واردات»، «عوارض گمرکی»، «عرضه پول»، «سیاست پولی»، «بانک مرکزی»، «نرخ بهره»، «سود بانکی»، «تسهیلات»، «نقدینگی»، «ناترازی بانک‌ها»، «چک برگشتی»، «حداقل دستمزد»، «افزایش حقوق»، «استخدام»، «نرخ بیکاری»، «فرصت برابر شغلی»، «تأمین اجتماعی»، «بیمه درمانی»، «درمان»، «بهداشت»، «صندوق‌های بازنشستگی»، «جنگ»، «اغتشاشات»، «اعتراضات»، «امنیت ملی»، «تروریسم»، «هزینه نظامی»، «حفاظت از محیط‌زیست»، «کنترل آلودگی هوا»، «اصلاحات بهداشتی»، «کرونا»، «واکسن کرونا»، «قیمت دارو»، «اصلاحات رفاهی»، «مهاجرت»، «فرار مغزها»، «اختلاس»، «فساد مالی»، «رانت‌خواری»، «خط‌فقر»، «فاصله طبقاتی»، «فضای مجازی»، «فیلترینگ»، «نتایج ریاست‌جمهوری آمریکا»، «آمریکا»، «کنگره آمریکا»، «ناتو»، «اسرائیل»، «انتخابات».

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

Volume 5, Issue 1, Spring 2026, Page: 41-66 DOI: 10.22034/jepr.2025.143685.1264

Research Article

Tax avoidance and estimating the share of tax justice in the tax gap of Iranian Stock Market Company**

Roya Rahimi[1], Ali Falahati*[2], Azad Khanzadi[2], Mohammad Sharif Karimi[2]

1. Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran.
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran.

Received 13 May 2025 *Revise 23 August 2025* *Accepted 24 August 2025* *Publish 21 March 2026*

Abstract

The sustainability of tax revenues is fundamentally linked to the implementation of tax justice principles, ensuring a justifiable balance between the taxes paid and the societal benefits derived from public services funded by these revenues. This study investigates the contribution of tax justice to the tax gap in Iran, utilizing statistical evidence from 113 companies listed on the Iranian Stock Market between 2011 and 2023. Decomposition models are employed to estimate the proportion of the tax gap attributable to tax justice. The estimation results indicate that profitability and the proportion of intangible assets negatively affect the effective tax rate. Conversely, liquidity, financial leverage, and the current debt ratio positively influence the effective tax rate. Furthermore, the decomposition models reveal that tax justice accounts for approximately 54% of the overall tax gap. Specifically, during the period 2019–2023, the contribution of tax justice to the tax gap was found to be 41% in low tax quantiles and 68% in high tax quantiles. Consequently, establishing and enhancing a comprehensive financial information system for companies, alongside a critical review of tax amnesty policies, are identified as crucial strategies for improving the role of tax equity in mitigating the tax gap.

Keywords: Tax Justice, Tax Avoidance, Tax Gap, Decomposition Models.

JEL Classification: H26, H21, C21.

* **Corresponding Author**: Ali Falahati **E-mail:** ali.falahatii96@gmail.com **Tel:** +989183324253

** **Note:** This article is derived from the doctoral dissertation of *Roya Rahimi* in Economics at Razi University.

Cite This Article (APA): Rahimi, R., Falahati, A., Khanzadi, A. & Karimi, M. S. (2026). Tax avoidance and estimating the share of tax justice in the tax gap of Iranian Stock Market Company. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(1), 41-66. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143685.1264

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64035.html?lang=en

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

Introduction

The Iranian economy is one of the economies that, according to OPEC statistics in 2022, is the third economy with proven crude oil reserves equivalent to 208 billion barrels. However, despite the abundance of oil reserves, due to sanctions and oil price shocks in recent years, the share of oil revenue in government revenue has decreased sharply and the share of taxes has grown exponentially. According to Central Bank statistics, oil exports decreased from $119 billion in 2011 to $21 billion in 2020 and increased to $55 billion in 2022. Therefore, assuming that the average share of Iranian oil production in global production remains constant after the revolution until 2011, approximately $74.7 billion in Iranian oil revenue was lost over 2011-2021. Therefore, this level of decline in oil revenues suggests the need for the government to pay attention to sustainable revenue such as taxes. One of the components that provide the willingness of taxpayers to pay taxes is the existence of justice in taxes, in such a way that economic agents with higher profits pay higher taxes, and there is a kind of proportion between taxes and profits. In general, the difference in taxes paid between economic agents can be identified in two components that can be explained and unexplained (discrimination). The explainable component is due to profitability and policies leading to tax avoidance, in such a way that the higher the level of profitability and the less structural changes in the balance sheet and profit and loss statement to benefit from tax avoidance, the tax paid is also proportionally higher. However, discrimination in the difference in taxes is related to the equality of profitability and tax avoidance policies, in such a way that despite the equality of profits and other factors, there is a kind of difference in taxes, and this reduces taxpayers' trust in the government and significantly reduces their willingness to pay. In this regard, this study aims to answer the question: Is the difference in tax paid by listed companies due to differences in profits and benefiting from tax avoidance policies, or is it due to discrimination and factors determining tax injustice?

Methodology

The Oaxaca-Blinder decomposition models (gap in average tax) and the Machado-Meta decomposition model (gap in total tax distribution) are among the models that are able to separate the existing tax gap into two components: the gap due to tax avoidance and ability to pay (components of tax justice) and the gap due to inefficient factors such as discrimination and tax evasion. Equation (1) is the Oaxaca-Blinder (1973) two-part decomposition model. This model divides the tax difference between the two groups into two parts. The first part is the tax difference due to the components of tax avoidance and ability to pay, which include profitability, financial leverage, company size, liquidity and current debt ratio, and the second part is the gap due to tax evasion and tax discrimination, which is identified as the unexplained component

$$R = (x_u - x_l)'\hat{\beta}_u + x_l'(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_l) \quad (1)$$

Results and Discussion

Figure (1) shows the results of the model estimation using the Oaxaca-Blinder decomposition method, which shows that from 2019 to 2021, the tax gap has increased significantly, and the share of unmeasurable factors such as tax evasion and the use of tax incentives has decreased from 55 percent in 2020 to 36 percent in 2023, which indicates that tax efficiency has increased, but the share of tax differences due to tax avoidance policies has increased from 44 percent in 2019 to 64 percent in 2023. The fact is that tax revenues have increased by 59, 54, and 71 percent in the three years 2021 to 2023, respectively, which is due to the increase in tax bases and tax rates in recent years, and the rate of technological progress and the expansion of tax systems has grown rapidly in recent years to be able to identify taxpayers correctly, which is of course a relative success. In this context, it has been obtained. Therefore, given that during the period 2011 to 2023, the share of policies leading to tax avoidance exceeded 50 percent and was equivalent to 54 percent, the importance of the type of management in determining the financial structure of firms is important and valuable.

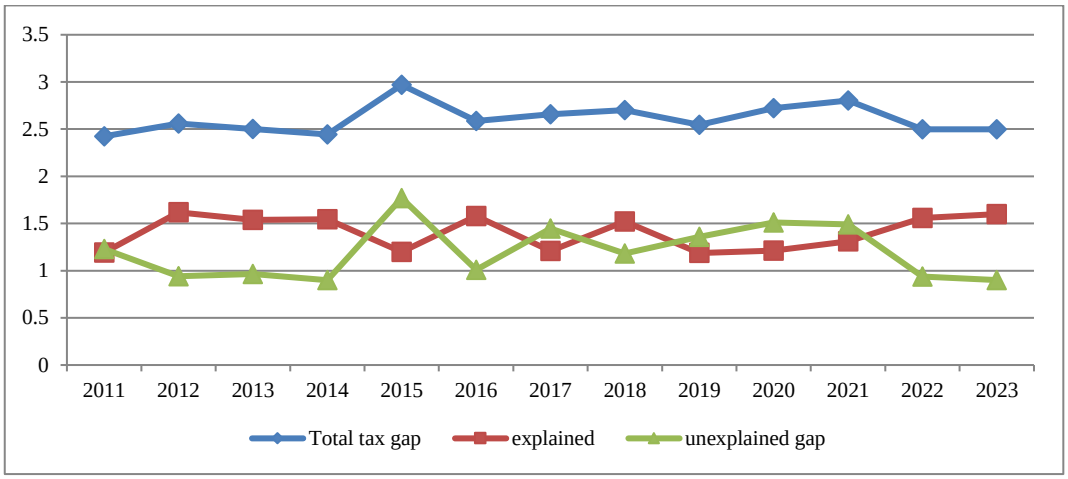
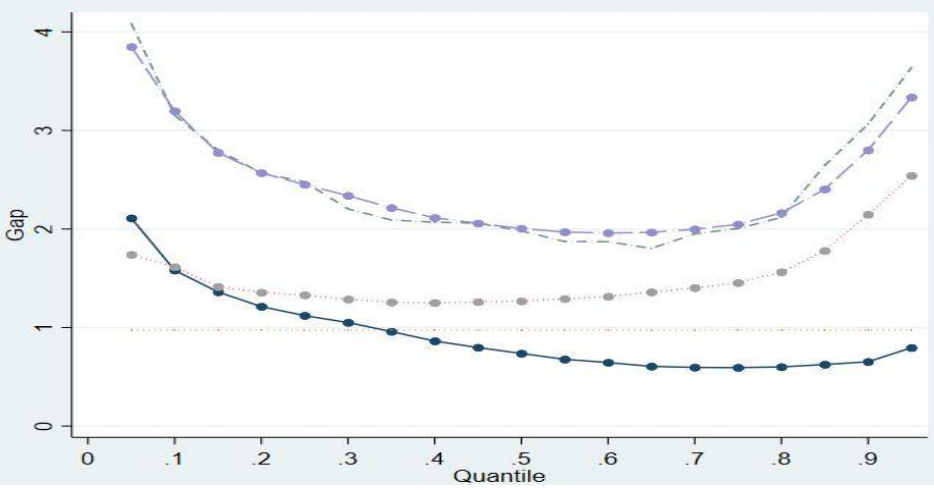


Figure 1: Oaxaca-Blinder decomposition result

The results of Machado-Mata analysis in Figure (2) show that in the second period (2019-2023) of the study, the total tax gap has increased compared to the first period, but the gap due to tax avoidance has decreased for all quantiles, in other words, there is a kind of alignment of balance sheet policies and profit and loss among listed companies, so that most listed companies are able to benefit from these policies, but the component due to other factors, which is called the unexplained component such as tax evasion policies and the use of the legal capacity of tax incentives, has increased significantly. So that the share of tax justice-based components in the first period in the five lowest tax quantiles was 51 percent and in the second period it decreased to 41 percent, but the share of this component in the four highest tax quantiles was 75 percent in the first period and decreased to 68 percent in the second period. Given the breadth of economic activities and the diversity of tax incentives, such a result was expected. Also, examining the contribution of the two aforementioned components to the tax gap shows that the contribution of the component due to tax avoidance has decreased significantly and the contribution of the component due to unexplained factors has increased significantly in all quantiles. Therefore, despite the increase in the level of taxes, the contribution of rent and corruption in tax collection has increased relatively.



First priod (2011-2015)

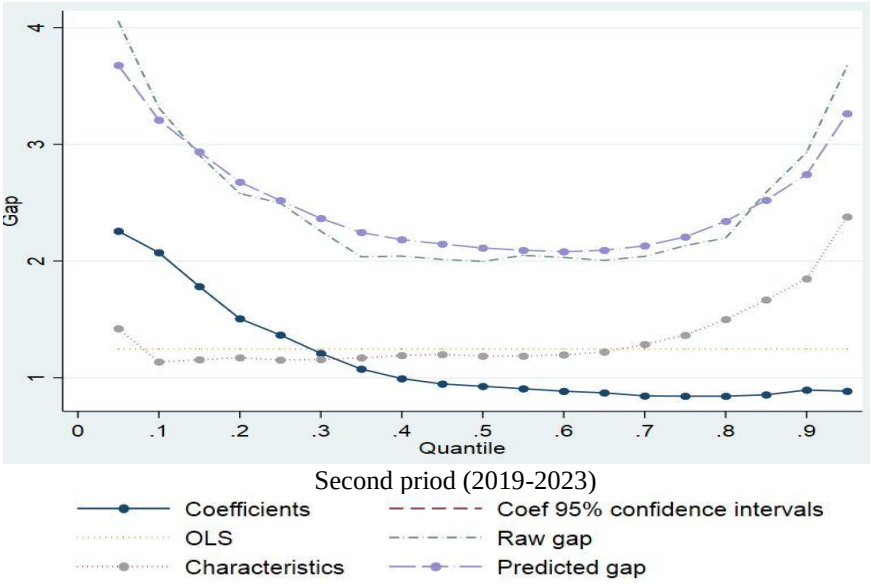


Figure 2: Machado-Mata decomposition result

Conclusion

Given that approximately 54% of the tax gap during the period 2011-2023 can be explained by tax justice components, and the Machado-Mata approach shows that in low tax quantiles the share of tax evasion and tax discrimination in the tax gap is higher, and in high tax quantiles the share of the tax justice component is higher. Therefore, focusing on the development and expansion of comprehensive systems and databases of listed companies with lower taxes paid can increase tax revenue and increase the share of tax justice in the tax gap.

Additional information

Authors' Contributions

This article is derived from the Doctoral dissertation of ***Roya Rahimi*** in the field of **Ali Falahati**, conducted under the supervision of Dr. **Azad Khanzadi** and with the advisement of Dr. **Mohammad Sharif Karimi**, in the Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran.

Conflict of interest

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

Financial Support

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

ORCID

Roya Rahimi *https://orcid.org/0009-0009-9980-3068*

Ali Falahati *https://orcid.org/0000-0002-6569-0044*

Azad Khanzadi *https://orcid.org/0000-0002-2060-275X*

Mohammad Sharif Karimi *https://orcid.org/0000-0002-5967-6756*

نشریه 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 پنجم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵، صفحات: ۴۱ – ۶۶

DOI: 10.22034/jepr.2025.143685.1264

مقاله پژوهشی

اجتناب مالیاتی و برآورد سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیات شرکت‌های بورسی ایران**

رویا رحیمی [۱]، علی فلاحتی* [۲]، آزاد خانزادی [۲]، محمدشریف کریمی [۲]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۲/۲۳ *تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۶/۰۱* *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۰۲* *تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۰۱*

چکیده

پایداری درآمدهای مالیاتی در هر کشوری به اجرای مؤلفه‌های عدالت مالیاتی وابسته است، طوری که تناسبی بین مالیات پرداختی و برخورداری از وضعیت مطلوب ناشی از هزینه درآمدهای مالیاتی وجود داشته باشد، در همین راستا پژوهش حاضر با استفاده از آمارهای ۱۱۳ شرکت بورسی طی دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۹۰ و به‌کارگیری رهیافت رگرسیون چندک و مدل‌های تجزیه به بررسی تعیین‌کننده‌های مالیات مؤثر و اندازه‌گیری سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیات می‌پردازد، نتایج برآوردها نشان می‌دهد که سودآوری و سهم دارایی‌های نامشهود باعث کاهش مالیات مؤثر و نقدینگی، اهرم مالی و نسبت بدهی جاری باعث افزایش مالیات مؤثر شده است، علاوه بر این مدل‌های تجزیه نشان می‌دهد که تقریباً ۵۴ درصد از شکاف مالیاتی به واسطه عدالت مالیاتی قابل‌توضیح است و سهم عدالت مالیاتی در چندک‌های پایین مالیاتی در دوره ۱۴۰۲-۱۳۹۸ برابر با ۴۱ درصد و در چندک‌های بالای مالیاتی برابر با ۶۸ درصد است، لذا ایجاد و توسعه سامانه جامع اطلاعات مالی شرکت‌ها و لزوم بازنگری در بخشودگی مالیاتی مهم‌ترین سیاست‌ها برای بهبود سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیاتی است.

واژگان کلیدی: عدالت مالیاتی، اجتناب مالیاتی، شکاف مالیاتی، مدل‌های تجزیه.

طبقه‌بندی JEL: H26، H21، C21.

* **نویسنده مسئول:** علی فلاحتی آدرس رایانامه: ali.falahatii96@gmail.com تلفن تماس: ۰۹۱۸۳۳۲۴۲۵۳

** **یادداشت:** مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رؤیا رحیمی در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه رازی است.

استناد به مقاله (APA): رحیمی، رویا، فلاحتی، علی، خانزادی، آزاد و کریمی، محمدشریف. (۱۴۰۵). اجتناب مالیاتی و برآورد سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیات شرکت‌های بورسی ایران. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۵(۱)، ۴۱-۶۶.

https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143685.1264

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_64035.html

© نویسنده (گان)، ۲۰۲۶. *نشریه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، منتشر شده به‌صورت آنلاین توسط 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

اقتصاد ایران یکی از اقتصادهایی است که بر اساس آمارهای اوپک[1] در سال ۲۰۲۲، سومین اقتصاد دارای ذخایر اثبات شده نفت خام معادل با ۲۰۸ میلیارد بشکه است، این در حالی است که علی‌رغم بهره‌مندی از ذخایر نفتی، به دلیل تحریم و شوک قیمت نفت در سال‌های اخیر، سهم درآمد نفتی از درآمد دولت به‌شدت کاهش‌یافته است و سهم مالیات‌ها به‌صورت تصاعدی رشد کرده است، طوری که بر اساس آمارهای بانک مرکزی میزان صادرات نفتی از ۱۱۹ میلیارد دلار در سال ۱۳۹۰ به رقم ۲۱ میلیارد دلار در سال ۱۳۹۹ کاهش‌یافته است و به ۵۵ میلیارد دلار در سال ۱۴۰۱ افزایش‌یافته است، بنابراین با فرض ثابت‌بودن میانگین سهم تولید نفت ایران از تولید جهانی پس از انقلاب تا سال ۱۳۹۰، تقریباً ۷۴/۷ میلیارد دلار درآمد نفتی ایران در دهه ۹۰ ازدست‌رفته است؛ بنابراین این سطح کاهش درآمدهای نفتی، لزوم توجه دولت به درآمد پایدار از قبیل مالیات‌ها را مطرح می‌کند.

بر همین اساس در اسناد بالادستی نظام بر اصلاح نظام درآمدی دولت با افزایش سهم درآمدهای مالیاتی و قطع وابستگی بودجه به نفت تأکید شده است، در بند چهارم برنامه هفتم توسعه اقتصادی بر ضرورت ایجاد تحول در نظام مالیاتی با رویکرد تبدیل مالیات به منبع اصلی تأمین بودجه جاری دولت، ایجاد پایه‌های مالیاتی جدید، جلوگیری از فرار مالیاتی[2] و تقویت نقش هدایت و تنظیم‌گری مالیات در اقتصاد با تأکید بر رونق تولید و عدالت مالیاتی توجه شده است، علاوه بر این در لایحه بودجه ۱۴۰۴ نیز بر تحقق عدالت مالیاتی در راستای بخشودگی مالیات برای اقشار کم‌درآمد و افزایش مالیات ستانی از دانه‌درشت‌ها را هدف‌گذاری کرده است. بررسی اهداف کمی برنامه هفتم توسعه نیز نشان می‌دهد که بر دست‌یابی به نسبت ۱۰ درصد مالیات به تولید ناخالص داخلی و نسبت ۸۰ درصدی مالیات به اعتبارات هزینه‌ای تأکید شده است، این در حالی است که بر اساس گزارش مالی دولت و مرکز آمار ایران نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی ایران در سال ۱۳۹۵ برابر با ۶/۸ درصد و در سال ۱۴۰۱ به رقم ۳/۸ درصد کاهش‌یافته است که عامل مهم کاهش نسبت مذکور، افزایش تورم در سال‌های اخیر باوجود شناسایی پایه‌های مالیاتی جدید است، اما این نسبت برای کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[3] (OECD) در سال ۲۰۲۱ برابر با ۳۴/۱ درصد بوده است. علاوه بر این نسبت مالیات به اعتبارات هزینه‌ای در سال ۱۴۰۱ برابر با ۴۸/۲ درصد بوده است؛ بنابراین مقایسه آمارها با اهداف برنامه‌ریزی شده نشان‌دهنده شکاف نسبتاً بالای ساختار مالیات‌ها با برنامه‌ها دارد، اگر در سال‌های اخیر با ظهور و گسترش سامانه مودیان و پایانه‌های فروشگاهی گامی مهم در راستای بهبود وضعیت عدالت مالیاتی برداشته شده است که نمود اجرای این سیاست‌ها به‌صورت رشد بالای درآمدهای مالیاتی در سال‌های اخیر گزارش شده است، طوری که بر اساس آمارها، درآمدهای مالیاتی از ۳۵۹ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۰ به رقم ۸۰۵۹ هزار میلیارد ریال در سال ۱۴۰۲ افزایش‌یافته است که طی سه سال ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲ نرخ رشد درآمدهای مالیاتی بالغ بر ۵۰ درصد بوده است.

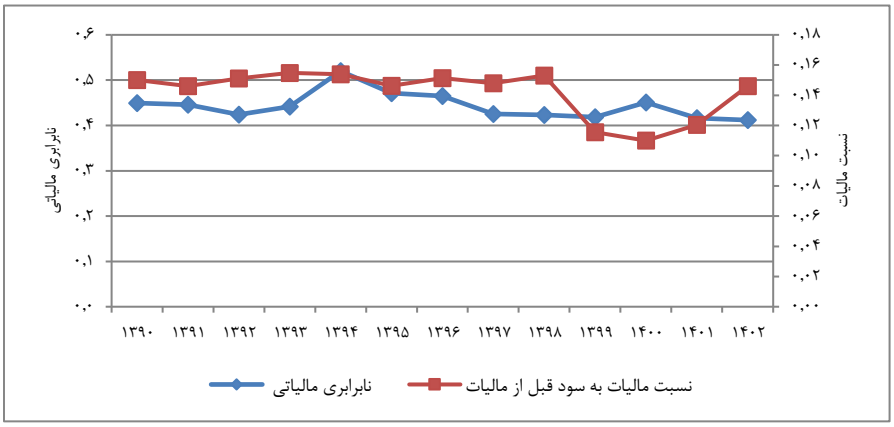
---

1. Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)
2. Tax evasion
3. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

بنابراین، مروری بر تحولات اقتصادی ایران نشان می‌دهد که مالیات مهم‌ترین مؤلفه تأمین‌کننده پایداری درآمدهای دولت است. اما واقعیت آن است که مالیات زمانی قابل حصول است که ازیک‌طرف دولت توانایی شناسایی پرداخت‌کنندگان مالیات را داشته باشد که این مسئله تحت‌تأثیر پیشرفت فنّاوری و همچنین تغییر در الگوی پرداخت جامعه است که در سال‌های اخیر پیشرفت‌های قابل‌ملاحظه‌ای را تجربه کرده است، از طرف دیگر مودیان مالیات، توانایی و تمایل به پرداخت مالیات را داشته باشند، توانایی پرداخت مودیان در قالب شناسایی سود و درآمدهای بالاتر نسبت به هزینه‌ها قابل‌شناسایی است و تمایل به پرداخت تحت‌تأثیر عوامل متعددی است. عواملی مانند دیدگاه مطلوب جامعه به‌صرف درآمدهای مالیاتی در پروژه‌های موردنیاز و اولویت‌دار جامعه و وجود عدالت مالیاتی[1] (ابریشمی و همکاران، ۱۴۰۳) مهم‌ترین مؤلفه تعیین‌کننده تمایل به پرداخت مالیات‌ها است، به این صورت که هر چه درآمدهای مالیاتی کسب شده در پروژه‌هایی صرف شود که موانع سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان را رفع و فرایندهای دست‌یابی به درآمدهای بالاتر را برای آنها تسهیل نماید، تمایل به پرداخت مالیات افزایش می‌یابد که این مستلزم وجود کارآمد برای شناسایی موانع اولویت‌دار سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان است. لذا در چنین شرایطی ازیک‌طرف نارضایتی نسبت به مالیات‌های پرداختی از جانب مالیات‌دهندگان به حداقل کاهش می‌یابد، و از طرف هزینه اجرایی دولت برای جمع‌آوری درآمدهای مالیاتی به حداقل کاهش می‌یابد که این مهم علاوه بر آنکه اعتماد بین مودیان مالیاتی و دولت‌ها را به حداکثر افزایش می‌دهد، نارضایتی مالیات‌دهندگان در پرداخت مالیات را به حداقل کاهش می‌دهد.

بنابراین، یکی از مؤلفه‌های تأمین‌کننده تمایل به پرداخت مالیات از جانب مودیان مالیاتی، وجود عدالت در مالیات است، به این صورت که کارگزاران اقتصادی با سود بالاتر، مالیات بالاتری را پرداخت نمایند، و نوعی تناسب بین مالیات و سود وجود داشته باشد (ابریشمی و همکاران، ۱۴۰۳). به‌طورکلی تفاوت مالیات پرداختی میان کارگزاران اقتصادی در دو جزء قابل توضیحی و غیر قابل توضیحی (تبعیض) قابل‌شناسایی است، جزء قابل توضیحی ناشی از سودآوری و سیاست‌های منتهی به اجتناب مالیاتی قابل‌بررسی است، به این صورت که هر چه میزان سودآوری بالاتر بوده و تغییرات ساختاری در ترازنامه و صورت سود و زیان برای بهره‌مندی از اجتناب مالیاتی کمتر باشد، مالیات پرداختی نیز به طور تناسبی بالاتر است، اما تبعیض در تفاوت مالیات به‌صورت برابر بودن سودآوری و سیاست‌های اجتناب مالیاتی مرتبط است، به این صورت که باوجود برابری سود و سایر عوامل، نوعی تفاوت مالیات وجود دارد و این مسئله باعث کاهش اعتماد مالیات‌دهندگان به دولت شده و تمایل به پرداخت آنها را به‌صورت معنی‌داری کاهش می‌دهد. اندازه‌گیری نابرابری مالیاتی[2] و نسبت مالیات به سود قبل از مالیات (مالیات مؤثر) در شرکت‌های بورسی مورد استفاده در این پژوهش در شکل (۱) نشان می‌دهد که نابرابری مالیاتی در سال ۱۴۰۲ به کمترین مقدار کاهش‌یافته است، اما مالیات مؤثر[3] در سال ۱۳۹۹ با کاهش شدیدی مواجه شده است و سپس در روندی افزایشی به میزان ۱۴ درصد در سال ۱۴۰۲ افزایش‌یافته است.

1. Tax Justice
2. Tax inequality
3. Effective Tax



شکل ۱: مالیات مؤثر و نابرابری مالیاتی ۱۱۳ شرکت بورسی

منبع: محاسبات محققین از گزارش‌ها حسابرسی شده شرکت‌های بورسی (وبگاه کدال)

بنابراین، شکل (۱) نشان می‌دهد که نابرابری مالیات پرداختی در بین شرکت‌های بورسی در سطح بالایی قرار دارد، لذا بررسی علت وجودی این سطح از نابرابری دارای دلالت‌های مفید سیاستی است. در این راستا پژوهش حاضر بر آن است به این سؤال پاسخ دهد که آیا تفاوت مالیات پرداختی شرکت‌های بورسی ناشی از تفاوت در سود و بهره‌مندی از سیاست اجتناب مالیاتی است، یا ناشی از تبعیض و عوامل تعیین‌کننده ناعدالتی مالیات است؟

۲. ادبیات‌پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

مالیات ازیک‌طرف منبع مهم درآمد دولت برای صرف مخارج عمومی در راستای بهبود رفاه خانوارها (گرایی‌نژاد و چپردار، ۱۳۹۱) است که باعث افزایش رضایت جامعه خواهد شد، و از طرف دیگر مالیات قسمتی از درآمد یا دارایی اشخاص است که افراد برای حفظ و امنیت بقیه اموال و دارایی خود به دولت می‌پردازند (زارع و همکاران، ۱۴۰۱) و از آنجا که افزایش مالیات به مفهوم انتقال قدرت خرید از شخصیت‌های حقیقی و حقوقی به دولت است که باعث نارضایتی خواهد بود (Muduli & Manik, 2020). در واقع افراد هزینه تأمین مخارج عمومی و حفظ منافع اقتصادی - سیاسی و اجتماعی کشور از جانب دولت را می‌پردازند، و به همین دلیل انتظار دارند که با افزایش مالیات پرداختی، زمینه و شرایط افزایش فعالیت آنها باوجود کیفیت بالای وضعیت اقتصادی - سیاسی و اجتماعی فراهم آید؛ لذا برآیند رضایت دولت از درآمد مالیاتی بالاتر و نارضایتی مودیان نسبت پرداخت مالیات به کارایی و عدالت مالیاتی وابسته است. عدالت به معنای وصول عادلانه مالیات و ایجاد فضای مشوق تولید برای فعالان اقتصادی است تا افراد با مهارت و توانایی‌های متعدد در اقتصاد فعالیت نمایند و کارایی به معنای وصول مالیات با کمترین تنش و هزینه و به عبارتی افزایش بهره‌وری سازمان است. در واقع اصول یک نظام مالیاتی مطلوب از نظر آدام اسمیت[1] (۱۷۷۶) مبتنی بر ۴ اصل برابری و عدالت (توجه به توانایی پرداخت مالیات‌دهندگان)،

1. Adam Smith

اصل سهل الوصول بودن (کسب رضایت نسبی)، اصل معین و مشخص بودن (تعیین دقیق میزان و زمان پرداخت مالیات) و اصل صرفه جویی (حداقل هزینه گردآوری مالیات) است و برقراری ۴ اصل مذکور در هر اقتصادی عامل پویایی و رشد اقتصادی بالاتر است؛ لذا بر اساس اصل برابری و عدالت و با توجه به اینکه توانایی بهره‌مندی و برخورداری کارگزاران اقتصادی از شرایط متفاوت است، بنابراین تعیین سهم پرداخت هر کدام از کارگزاران در تأمین مالی شرایط بهبود یافته مبتنی بر اجرای عدالت مالیاتی است. عدالت مالیاتی به مفهوم عدم تبعیض بین مودیان مالیاتی است و هر شخصی که از امکانات بیشتری برخودار است، باید سهم بیشتری را در تأمین هزینه‌های عمومی داشته باشد (حقیقی فشی و همکاران، ۱۳۹۹).

مفهوم عدالت مالیاتی در دو مفهوم مختلف عدالت افقی مبتنی بر مالیات برابر از افراد دارای موقعیت درآمدی برابر (Blackburns, 1994) و مفهوم عدالت عمودی مبتنی بر مالیات نابرابر با توجه به تفاوت موقعیت درآمدی (Saez & Zucman, 2016) قابل بررسی است. بنابراین، دو اصل توانایی پرداخت و اصل فایده برای شناسایی افراد مشابه و غیرمشابه وجود دارد. در مفهوم اصل فایده هر فرد متناسب با فایده‌ای که می‌برد، مالیات پرداخت می‌کند که نمود آن در مالیات بر مصرف است و مصرف برابر منجر به پرداخت مالیات برابر خواهد شد. اصل مبتنی بر نفع با کارایی اقتصادی سازگار است و نسبت به عدالت در توزیع بی‌تفاوت است. اما در مفهوم اصل پرداخت، مالیات بر اساس توانایی پرداخت تعیین می‌شود، و با توزیع و عدالت اجتماعی سازگارتر است. مالیات بر درآمد نوعی مالیات مبتنی بر توانایی پرداخت است. اما در راستای برقراری عدالت مالیاتی، تعیین نرخ مالیات مهم و دارای اهمیت است.

در تقسیم‌بندی دیگر، عدالت مالیاتی شامل چهار بعد برابری، فراگیری، تناسب و نصفت است. برابری در مالیات به این مفهوم است که افراد و اشخاصی که از دیدگاه مالیاتی در شرایط یکسانی هستند، مالیات برابر بپردازند و هیچ فردی به دلیل درآمد یا وضعیت اجتماعی خاص، از پرداخت مالیات معاف نشود (Musgrave & Musgrave, 1989). فراگیری به این مفهوم است که قوانین مشابه برای همه افراد با حفظ شفافیت و عدم تعارض منافع در فرایندهای تصمیم‌گیری مالیاتی اعمال می‌شود (Bird & Zolt, 2019). تناسب به این مفهوم است که میزان مالیات پرداختی هر فرد باید متناسب با وضعیت اقتصادی مودی مالیاتی باشد (Slemrod & Bakija, 2008)، نصفت در مالیات بر درک انصاف نظام مالیات بر درآمد بر مبنای شکل گیری اعتماد متقابل است، لذا مودیان در ارزیابی انصاف مالیاتی، مشارکت مالیاتی خود را با منافعی که به ازای آن از دولت دریافت می‌کنند، مقایسه می‌کنند (الماسی و همکاران، ۱۳۹۳).

یکی از ارکان اصلی برای نمود عدالت مالیاتی، تعیین نرخ بهینه مالیات است که در ادبیات اقتصادی تحت سه حالت قابل‌بررسی است، با فرض آنکه تابع مطلوبیت درآمد تمام افراد یکسان و نسبت به درآمد کاهنده است، اصل اول مبتنی بر چشم پوشی یکسان از مطلوبیت کل است که در این حالت افراد ثروتمند، مالیات کمتری به طور نسبی پرداخت می‌کنند که دلالت بر مالیات تنازلی دارد. حالت دوم مالیات بر اساس مطلوبیت نسبی ازدست‌رفته ناشی از کاهش درآمد به واسطه مالیات قابل تعیین است که در این صورت مالیات تناسبی بر اقتصاد

برقرار است، چرا که افراد به نسبت درآمد، مالیات پرداخت می‌کنند، و در نهایت حالت سوم مبتنی بر تعیین نرخی از مالیات است که مطلوبیت نهایی درآمدی را به سطح برابر در بین آحاد جامعه تغییر دهد که در این صورت مالیات تصاعدی بر اقتصاد برقرار است.

با مروری بر اصول نظام مالیات مطلوب، عدالت مالیات باوجود شکاف مالیاتی کاملاً سازگار است، به این صورت که تفاوت مالیات‌ها بر اساس تفاوت سودآوری به عنوان مهم‌ترین مؤلفه برخورداری از وضعیت اقتصادی - اجتماعی بهبود یافته قابل‌توضیح است، به عبارتی شکاف مالیاتی تا سطحی قابل پذیرش است که تفاوت‌های شاخص‌های بهره‌مندی از وضعیت اقتصادی آنرا تعیین می‌کند، اما واقعیت آن است که فرار مالیاتی، اجتناب مالیاتی و تبعیض مالیاتی از جمله عوامل مؤثر بر شکاف مالیاتی هستند که می‌توانند بخش نسبت بالایی از شکاف مالیاتی بین شخصیت‌های جامعه را توضیح دهد. اجتناب مالیاتی مبتنی بر سیاست‌هایی است که ساختار مالی آنرا تعیین می‌کند که قابل اندازه‌گیری هستند و این عوامل شامل اندازه بنگاه، نسبت اهرم مالی، سهم بدهی جاری و نسبت دارایی‌های نامشهود هستند، لذا چون این عوامل قابل اندازه‌گیری هستند، بنابراین شکاف مالیاتی ناشی از آنها نیز قابل تعیین است، اما شکاف مالیاتی ناشی از فرار مالیاتی و تبعیض مالیاتی قابل اندازه‌گیری نیست و به همین دلیل در ادبیات اقتصادی تحت عنوان عوامل قابل توضیحی شناسایی است. مدل‌های تجزیه اکساکا بلیندر[1] (شکاف در میانگین مالیات) و مدل تجزیه ماچادو متا[2] (شکاف در کل توزیع مالیات) از جمله مدل‌هایی هستند که قادرند، شکاف مالیاتی موجود را به دو جزء شکاف ناشی از اجتناب مالیاتی و توانایی پرداخت (مؤلفه‌های عدالت مالیاتی) و جزء شکاف ناشی از عوامل ناکارا مانند تبعیض و فرار مالیاتی تفکیک نماید. معادله (۱) مدل دو بخشی تجزیه بلیندر و اکساکا (۱۹۷۳) است. این مدل تفاوت مالیات بین دو گروه را به دو بخش تقسیم می‌نماید. بخش اول اختلاف مالیات ناشی از مؤلفه‌های اجتناب مالیاتی و توانایی پرداخت است که شامل سودآوری، اهرم مالی، اندازه شرکت، نقدینگی و نسبت بدهی جاری است و بخش دوم شکاف ناشی از فرار مالیاتی و تبعیض مالیاتی است که تحت عنوان جزء غیر قابل توضیحی شناسایی شده است.

$$R = (x_u - x_l)'\hat{\beta}_u + x_l'(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_l) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، R شکاف مالیات بین دو گروه با مالیات بالا (u) و پایین (l) است، x متغیرهای توضیحی است که شامل مؤلفه اجتناب مالیاتی و توانایی پرداخت است، β ضرایب برآوردی برای عوامل مؤثر بر مالیات در دو گروه است. کاربرد رهیافت رگرسیون چندک منجر به ارائه نتایج تجزیه ماچاد - متا خواهد شد که به‌صورت رابطه (۲) است:

$$Q_\theta(t_u|x_u) - Q_\theta(t_l|x_l) = [Q_\theta(t_u|x_u) - Q_\theta(x_l\hat{\beta}_u)] + [Q_\theta(x_l\hat{\beta}_u) - Q_\theta(t_l|x_l)] \qquad (۲)$$

در معادله (۲)، $Quant_\theta(t_i|x_i)$ برآورد چندک θام شرطی t_i را به شرط x_i نشان می‌دهد و جزء اول دلالت بر شکاف مالیاتی ناشی از مؤلفه عدالت مالیاتی و جزء دوم ناشی از فرار مالیاتی و تبعیض است.

1. Oaxaca Blinder
2. Machado-Mata

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

قادری و همکاران (۱۳۹۷) عوامل مالی و غیرمالی مؤثر بر شکاف مالیاتی را در ۷۹ شرکت برای دوره زمانی ۱۳۹۵- ۱۳۸۵ با استفاده از رویکرد الگوسازی معادلات ساختاری مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که عوامل مالی از قبیل سودآوری، وجوه نقد، نسبت اهرمی اثر مثبت و معنی‌داری را بر شکاف مالیاتی دارد. اما عوامل غیرمالی از قبیل اندازه شرکت، عمر شرکت و نوع مؤسسه حسابرسی اثر منفی و نامعناداری را بر شکاف مالیاتی دارد.

قوی پنجه و قریب (۱۳۹۷) رابطه بین محدودیت در تأمین مالی و اجتناب مالیاتی را در ۱۰۲ شرکت بورسی طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۸ با استفاده از رهیافت داده‌های پانل مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که اندازه شرکت، اهرم مالی و بازدهی دارایی اثر معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی ندارد.

حاتم و تاجیک (۱۳۹۸) در پژوهشی برای ۱۴۳ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۹۲ و با استفاده از تحلیل رگرسیون نشان می‌دهند که اندازه شرکت اثر مثبت و اهرم مالی اثر منفی بر مالیات مؤثر دارد.

عزیزی و جوکار (۱۴۰۰) به بررسی نقش تعدیلی اندازه شرکت بر اجتناب مالیاتی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۷ برای ۱۲۰۰ شرکت پذیرفته شده بورسی با استفاده از رهیافت معادلات ساختاری می‌پردازند، نتایج مطالعات آنها نشان می‌دهد که هرچه اندازه شرکت بزرگتر باشد، رابطه بین مسئولیت پذیری اجتماعی و اجتناب مالیاتی قوی‌تر می‌شود.

دودکانلوی میلان و صدیقی (۱۴۰۰) در بررسی اثر بدهی و جریان‌های نقدی بر اجتناب مالیاتی از آمارهای بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۳ و تعداد ۷۷ شرکت استفاده می‌کنند، نتایج به‌کارگیری داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که افزایش نسبت بدهی باعث افزایش اجتناب مالیاتی و کاهش در مالیات‌های پرداختی شده است، اما جریان نقدی اثر معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی ندارد.

نمازیان و همکاران (۱۴۰۱) به بررسی اثر نرخ مؤثر مالیاتی و کیفیت حاکمیت شرکتی بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های بورسی طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۲ با استفاده از رهیافت داده‌های پانل می‌پردازند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که اهرم مالی، اندازه شرکت و دارایی‌های ثابت مشهود به ترتیب اثر مثبت، منفی و منفی بر اجتناب مالیاتی دارند.

اسکندری و درستان (۱۴۰۱) نقش سودآوری، اهرم مالی و مدیریت سود را بر اجتناب مالیاتی در ۱۵۹ شرکت بورسی برای دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار می‌دهند، نتایج آنها نشان می‌دهد که اهرم مالی اثر مثبت و معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی دارد، اما سودآوری اثر منفی و معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی دارد.

فخار و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی برای ۹۹ شرکت فعال بورسی طی دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۷ و به‌کارگیری رویکرد استپ وایز در جهت انتخاب رگرسیون معتبر به بررسی عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی می‌پردازند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که اندازه شرکت، دارایی نامشهود و نسبت نقدینگی اثر منفی و معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی دارد.

صادقی و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهشی اثر متغیرهای ادراک عدالت مالیاتی و اعتماد به دولت را در نمونه‌ای شامل ۲۱۰ شاغل اداره مالیات خراسان رضوی بررسی می‌کنند. نتایج آنها نشان می‌دهند که رابطه مثبت بین اعتماد به دولت و ادراک مالیاتی وجود دارد.

طاهری و جلیلی (۱۴۰۲) در پژوهشی برای ۱۷۱ شرکت پذیرفته شده بورسی طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۶ و با به‌کارگیری رهیافت رگرسیون چند متغیره نشان می‌دهند که اندازه شرکت و اهرم مالی اثر منفی و معنی‌داری را بر نرخ مؤثر مالیاتی دارند، اما بازده دارایی اثر مثبتی و نامعنی‌داری را بر نرخ مؤثر مالیاتی دارند.

فلاح سوقه و همکاران (۱۴۰۲) عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی را با استفاده از رهیافت معادلات رگرسیون ساختاری خطی مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها در مطالعه خود از آمار شرکت‌های بورسی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۳ و رهیافت داده‌های پانل استفاده می‌کنند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که اندازه شرکت، اهرم مالی و بازدهی دارایی‌ها اثر منفی و معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی دارد.

سعیدی و حسینی (۱۴۰۳) اثر اهرم مالی و نقدینگی را بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های بورسی تهران در دوره زمانی ۱۴۰۱ - ۱۳۹۵ در ۹۷ شرکت مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که نقدینگی اثر منفی و اهرم مالی اثر مثبت بر اجتناب مالیاتی دارد.

بیات مانیزانی (۱۴۰۳) در پژوهشی با استفاده از رهیافت رگرسیون چندمتغیره رابطه بین نسبت جریان نقدی را با اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهد. با در نظر گرفتن آمارهای ۱۳۴ شرکت بورسی طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۵ نشان می‌دهد که رابطه‌ای معنی‌دار بین جریان نقد و اجتناب مالیاتی وجود دارد.

بختیاری (۱۴۰۴) اثر فشردگی سرمایه را بر اجتناب مالیاتی در نمونه‌ای شامل ۱۲۰ شرکت بورسی طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۹۲ با استفاده از رهیافت داده‌های پانل بررسی می‌کنند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که دارایی‌های ثابت و استهلاک مربوط به آنها باعث افزایش اجتناب مالیاتی شده، اما وجوه نقد عملیاتی و رشد دارایی‌ها باعث کاهش اجتناب مالیاتی شده است.

کاظمی‌علوم و همکاران (۱۴۰۴) برای ۱۶۰ شرکت طی دوره ۱۴۰۱ - ۱۳۹۴ با استفاده از رهیافت رگرسیون چندگانه نشان می‌دهند که روابط سیاسی منجر به اجتناب مالیاتی شده و کیفیت حسابرسی نیز اثر معنی‌داری بر رابطه اجتناب مالیات و روابط سیاسی دارد.

سوسیارتی و همکاران[1] (۲۰۲۰) با استفاده از آمارهای بورس اندونزی برای دوره ۲۰۱۸-۲۰۱۲ و رهیافت داده‌های پانل اثر اهرم مالی و شدت سرمایه را بر اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که اهرم مالی اثر معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی ندارد و شدت سرمایه اثر منفی بر آن دارد.

الکردی و ماردینی[2] (۲۰۲۰) نقش ساختار مالکیت را بر اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها برای مطالعه خود از آمارهای ۳۴۸ شرکت اردن طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۱۲ استفاده می‌کنند و نشان می‌دهند که مالکیت خارجی اثر مثبت بر سیاست اجتناب مالیاتی دارد.

---

1. Suciarti et al. (2020)
2. Alkurdi & Mardini (2020)

یحیی و یوسف[1] (۲۰۲۰) با استفاده از آمارهای شرکت‌های بیمه کشور نیجریه برای دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۰ و به‌کارگیری رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته[2] نشان می‌دهند که اندازه بنگاه و اهرم مالی اثر مثبتی را بر اجتناب مالیاتی دارد، در حالی که اندازه بنگاه اثر منفی بر اجتناب مالیاتی دارد.

دانگ و همکاران[3] (۲۰۲۱) در پژوهشی برای ۳۶۹ شرکت ویتنامی طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۸ نشان می‌دهند که اندازه بنگاه اثر منفی بر اجتناب مالیاتی دارد. همچنین اهرم مالی و نسبت دارایی بلندمدت کمتر اثر مثبتی بر اجتناب مالیاتی دارد.

دارسانی و سوکارتا[4] (۲۰۲۱) اثر سودآوری، اهرم مالی و شدت سرمایه را بر اجتناب مالیاتی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۵ با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته را در اندونزی مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که سودآوری و شدت سرمایه اثر مثبت بر اجتناب مالیاتی دارند، در حالی که اهرم مالی اثر معنی‌داری بر اجتناب مالیاتی ندارند.

چوایبی و همکاران[5] (۲۰۲۲) در پژوهشی برای شرکت‌های صنعتی فرانسه طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۱۰ نشان می‌دهند که شرکت‌هایی که فعالیت‌های مبتنی بر رویه‌های مسئولیت اجتماعی انجام می‌دهند، نسبت به سایرین اجتناب مالیاتی بیشتری دارند.

ساناداگ و همکاران[6] (۲۰۲۲) اثر سودآوری و اندازه شرکت بر اجتناب مالیاتی طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۹ را مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که مهم‌ترین عامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی، اندازه بنگاه است.

ساری و راملی[7] (۲۰۲۳) اثر اهرم مالی و اندازه شرکت را بر اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها در پژوهش خود از آمارهای ۴۵ شرکت صنعتی طی دوره زمانی ۲۰۲۲-۲۰۲۰ برای اندونزی استفاده می‌کنند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که اندازه شرکت و اهرم مالی اثر مثبتی را بر اجتناب مالیاتی دارد.

مدیتی و همکاران[8] (۲۰۲۴) اثر اهرم مالی و سودآوری را بر اجتناب مالیاتی ۴۵ شرکت اندونزیایی برای دوره زمانی ۲۰۲۲-۲۰۲۰ با استفاده از رهیافت رگرسیون مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که اهرم مالی اثر منفی و سودآوری اثر مثبت و معنی‌داری را بر مالیات پرداختی دارد.

آپریانی و همکاران[9] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای، با استفاده از آمارهای شرکت‌های بورسی صنایع غذایی و آشامیدنی طی دوره ۲۰۲۳-۲۰۱۹ و با استفاده از رهیافت رگرسیون چندمتغیره، اثر سودآوری و اهرم مالی را بر اجتناب مالیاتی مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که سودآوری و اهرم مالی اثر معنی‌داری را بر اجتناب مالیاتی ندارد.

---

1. Yahaya & Yusuf (2020)
2. Generalized Method of Moments (GMM)
3. Dang et al. (2021)
4. Darsani & Sukartha (2021)
5. Chouaibi et al. (2022)
6. Sandag et al. (2022)
7. Sari & Ramli (2023)
8. Mediaty et al. (2024)
9. Apriani et al. (2024)

آنامن و همکاران[1] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای برای کشور غنا با استفاده از رگرسیون چندگانه نشان می‌دهند که درک مثبت به برقراری عدالت مالیاتی جامعه و سواد مالی اثر مثبت و معنی‌داری را بر رضایت مالیاتی در کشور غنا دارد.

حسین و همکاران (۲۰۲۴) اثر اندازه شرکت، سودآوری و اهرم مالی را بر اجتناب مالیاتی با استفاده از آمارهای بنگلادش طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۹ و به‌کارگیری رهیافت حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS)[2] مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعات آنها نشان می‌دهد که اندازه شرکتها، اهرم مالی و سودآوری باعث افزایش اجتناب مالیاتی شده است.

لوکات کاپراس و همکاران[3] (۲۰۲۴) به این سؤال پاسخ می‌دهند که آیا اجتناب مالیاتی علت دستکاری داده‌های مالی است، با به‌کارگیری آمارهای ۶۳ شرکت رومانی طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۶ نشان می‌دهد که درآمد مدیریتی و بازدهی دارایی‌ها باعث کاهش مالیات مؤثر شده است و اندازه شرکت اثر معنی‌داری را بر مالیات مؤثر ندارد.

پراتیوی و فاوزان[4] (۲۰۲۵) اثر اهرم مالی و درماندگی مالی را بر اجتناب مالیاتی در اندونزی برای دوره زمانی ۲۰۲۲-۲۰۱۸ مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که اهرم مالی باعث افزایش اجتناب مالیاتی و درماندگی مالی اثر معنی‌داری بر اجتناب مالیاتی ندارد.

حسین و همکاران[5] (۲۰۲۵) عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی در بنگلادش با استفاده از رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که سودآوری شرکت، اندازه شرکت و مدیران مستقل تأثیر مطلوب قابل توجهی بر اجتناب مالیاتی شرکت‌ها دارند.

فهمی و همکاران[6] (۲۰۲۵) در پژوهشی برای ۵۰۴ شرکت اندونزی نشان می‌دهند که سودآوری و اندازه شرکت اثر منفی بر اجتناب مالیاتی دارد، در حالی که اهرم مالی اثر مثبت بر اجتناب مالیاتی دارد.

۲-۳. جمع‌بندی ادبیات و نوآوری پژوهش

مروری بر مطالعات انجام شده در داخل و خارج نشان می‌دهد که تمام مطالعات، عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی از قبیل اندازه شرکت، اهرم مالی، سودآوری و غیره را مورد بررسی قرار داده‌اند. این در حالی است که اجتناب مالیاتی ممکن است درصد پایینی از شکاف مالیاتی شرکت‌ها را تعیین نماید. لذا این مطالعه با گامی روبه جلو نسبت به مطالعات انجام شده، شکاف مالیات بین شرکت‌های بورسی را به دست آورد و سهم اجتناب مالیاتی (عوامل قابل‌توضیح) و فرار مالیاتی (عوامل غیر قابل توضیحی) را در شکاف مالیات شرکت‌ها محاسبه می‌نماید. بنابراین موضوع پژوهش کاملا جدید و دارای نوآوری است.

---

1. Anaman et al. (2024)
2. Fully modified ordinary least squares (FMOLS)
3. Lucut Capras et al. (2024)
4. Pratiwi & Fauzan (2025)
5. Hossain et al. (2025)
6. Fahmi et al. (2025)

۳. روش‌شناسی پژوهش

شکاف مالیاتی بین بنگاه‌ها تابعی از دو جزء مهم و دارای اهمیت است، جزء اول ناشی از سود و سیاست‌های منتهی به اجتناب مالیاتی است، جزء دوم ناشی از تبعیض و فرار مالیاتی است که بنگاه‌هایی با سطوح برابر از سیاست‌های اجتناب مالیاتی و سود برابر، مالیات‌های متفاوتی را پرداخت می‌کنند. بنابراین یکی از مدل‌هایی که قادر است اثر این دو جزء را از هم تفکیک نماید، مدل‌های تجزیه است. مدل به‌صورت رابطه (۳) قابل‌تصریح است:

$$tax_{it} = \beta_{.} + \beta_{1} pro_{it} + \beta_{1} ass_{it} + \beta_{1} lev_{it} + \beta_{1} cas_{it} + \beta_{1} deb_{it} + \beta_{1} invi_{it} + \beta_{1} icnco_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

در رابطه (۳) اندیس i نشانگر شرکت بورسی و t زمان است. در راستای برآورد رابطه (۳) از گزارش‌ها مالی حسابرسی شده منتهی به اسفندماه هر سال، ۱۱۳ شرکت بورسی طی دوره ۱۴۰۲-۱۳۹۰ استفاده شده است که در وبگاه کدال در دسترس است. جدول (۱) نحوه اندازه‌گیری متغیرها و آمار توصیفی آنها را نشان می‌دهد.

جدول ۱: معرفی متغیرها، نحوه اندازه‌گیری و مقادیر آنها

متغیر	متغیر مدل	نحوه محاسبه متغیر	ویژگی‌های آماری		
			میانگین	حداکثر	حداقل
مالیات مؤثر	tax	$tax = \frac{\text{درآمد مالیاتی}}{\text{سود قبل از مالیات}}$	۰/۱۴	۰/۶۰۸	-۰/۰۸
بازدهی دارایی	pro	$pro = \frac{\text{سود خالص}}{\text{کل دارایی}}$	۰/۱۸	۰/۶۷	-۰/۴۲
اندازه شرکت	ass	لگاریتم طبیعی کل دارایی	۱۵/۲	۲۲/۲	۱۱/۰۳
اهرم مالی	lev	$lev = \frac{\text{کل بدهی}}{\text{کل دارایی}}$	۰/۵۴۹	۱/۸۶	۰/۰۳۱
نسبت بدهی	deb	$deb = \frac{\text{بدهی جاری}}{\text{کل بدهی}}$	۰/۸۸	۱	۰/۲۷
نسبت نقدی	cas	$cas = \frac{\text{دارایی نقد}}{\text{کل دارایی}}$	۰/۰۰۴۹	۰/۲۸	۰/۰۰۱۳
دارایی نامشهود	invi	$invi = \frac{\text{دارایی نامشهود}}{\text{کل دارایی}}$	۰/۰۰۴۴	۰/۰۵۶	۰
نسبت درآمد عملیاتی	inco	$inco = \frac{\text{درآمد عملیاتی}}{\text{کل دارایی}}$	۰/۹۹	۴/۷۴	۰

منبع: محاسبات محققین از گزارش‌ها حسابرسی شده شرکت‌های بورسی

عکس‌العمل متفاوت مودیان مالیات به تغییر در عوامل مؤثر بر مالیات، لزوم استفاده از رهیافت رگرسیون چندک را مطرح می‌کند. به این صورت انگیزه اصلی به‌کارگیری رگرسیون کوانتایل این است که با نگاهی دقیق و جامع در ارزیابی متغیر پاسخ، مدلی ارائه شود تا امکان دخالت متغیرهای مستقل، نه تنها در مرکز ثقل داده‌ها، بلکه در تمام قسمت‌های توزیع به ویژه در دنباله‌های ابتدایی و انتهایی فراهم گردد. در همین راستا برآورد مدل

با استفاده از رهیافت چندک ارائه شده است. اما قبل از استفاده رهیافت رگرسیون چندک بایستی نسبت به نرمال نبودن متغیرها اطمینان حاصل کرد، در این راستا از آزمون شاپیرو - ویلک و شاپیرو - فرانسیا استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن آمارها رد شده است. چرا که آماره‌های فوق به ترتیب برابر با ۱۱/۸۸ و ۱۱/۲ بوده است و مقدار احتمال آزمون‌های ذکر شده کمتر از ۰/۰۵ است، و به این واسطه امکان استفاده از رهیافت چندک امکان پذیر است.

۴. یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه از آمارهای ۱۱۳ شرکت بورسی طی دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۹۰ استفاده شده است. لذا ابتدا آزمون‌های وابستگی مقاطع پسران، آزمون مانایی *CIPS* و آزمون هم‌انباشتگی وسترلند انجام شده است. نتایج آزمون‌های فوق تأییدی بر مطلوب بودن ساختار داده‌ها برای مدلسازی دارد.[۱]

۴-۱. رگرسیون چندک

نتایج برآوردها در جدول (۲) نشان می‌دهد که افزایش سودآوری شرکت‌های بورسی باعث کاهش معنی‌داری در نسبت مالیات موثر شده است. از دلایل اصلی برای منفی بودن اثر سودآوری، وجود سیستم مالیات تنازلی است که با افزایش سودآوری، مالیات به همان اندازه افزایش نیافته است. اما با افزایش نسبت مالیات مؤثر در چندک‌های بالاتر، با افزایش سودآوری مالیات مؤثر به طور بیشتری کاهش‌یافته است و این ناشی از واقعیتی است که ظرفیت پرداخت مالیات از جانب مودیان مالیاتی با محدودیت‌ها و مقاومت‌هایی روبه‌رو است و در واقع در چندک‌های پایین مالیات مؤثر، این سطح مقاومت کمتر است و به نوعی مودیان به وجود عدالت مالیات تظاهر می‌کنند.

دو فرضیه در رابطه با اثر اندازه بنگاه با مالیات پرداختی وجود دارد. فرضیه هزینه سیاسی بیان می‌کند که شرکت‌های بزرگتر، فشار مالیاتی بیشتری را متحمل می‌شوند. چرا که شرکت‌های بزرگ تحت بررسی‌های دقیق دولت‌ها هستند. به همین دلیل بر اساس قانون این گروه از شرکت‌ها قادر به پرداخت مالیات‌های بیشتری هستند. اما در مقابل فرضیه نفوذ سیاسی بیان می‌کند که شرکت‌های بزرگ دارای قدرت چانه‌زنی بیشتری در مقابل دولت هستند. به همین دلیل هر چه اندازه آنها بزرگتر باشد، مالیات کمتری به طور نسبی می‌پردازند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که با افزایش اندازه بنگاه، مالیات مؤثر پرداخت شده توسط بنگاه افزایش‌یافته است، و با افزایش مالیات مؤثر در چندک‌های بالای مالیات مؤثر، اثر اندازه به طور معنی‌داری افزایش‌یافته است. یعنی با افزایش اندازه بنگاه، هر چه مالیات مؤثر بنگاه در سطح بالاتری قرار داشته باشد. فرضیه هزینه سیاسی بیشتر قابل قبول است. چرا که اطلاعات آنها به طور واضح‌تری در دسترس قرار می‌گیرد، و به همین دلیل مالیات بیشتری را پرداخت می‌کنند. این در حالی است که بنگاه‌های با مالیات مؤثر پرداختی کمتر، در صورتی که اندازه آنها افزایش یابد، به دلیل نفوذ سیاسی مالیات کمتری پرداخت می‌کنند، لذا به‌طورکلی فرضیه واحدی در این راستا قابل تأیید نیست.

---

۱. برای کاهش فضا نتایج ذکر نشده است.

جدول ۲: برآورد مدل به روش رگرسیون چندک

متغیرها	چندک ۲۵	آماره Z	چندک ۵۰	آماره Z	چندک ۷۵	آماره Z
سودآوری	-۰/۰۰۹۲۵***	-۵۸۵/۷	-۰/۰۱۴۷***	-۲۱۳/۴	-۰/۰۲۵۳***	-۷۹/۶۱
اندازه شرکت	-۰/۰۰۲۸۲***	-۶۸/۲۳	۰/۰۰۲۴***	۲۳/۰۵	۰/۰۱۴۱***	۳۲/۶
اهرم مالی	۰/۰۲۵***	۱۴۰/۷	۰/۰۴۵۳***	۱۹۳/۶	۰/۰۳۴۴***	۳۰/۰۷
نقدینگی	۰/۰۰۱۸۵***	۱۴۰/۴	۰/۰۰۰۵۱۷***	۳۶/۶۵	۰/۰۰۰۱۸۹***	۳/۸۸۳
نسبت درآمد عملیاتی	۰/۰۱۵۷***	۷۳/۹۵	۰/۰۰۶۹۱***	۵۱/۱۱	۰/۰۰۶۴۳***	۱۶
نسبت دارایی نامشهود	-۰/۰۱۳۴***	-۸۳/۸۱	-۰/۰۱۲۷***	-۱۳۱/۹	-۰/۰۰۵۰۲***	-۶/۸۶۹
نسبت بدهی جاری	۰/۰۰۱۱۸***	۴/۸۱۸	۰/۰۱۴۴***	۳۷/۷۳	۰/۰۳۹۵***	۵۲/۴۸

*** معنی‌داری در سطح خطای یک درصد.

منبع: یافته‌های پژوهش

اهرم مالی به‌صورت نسبت بدهی به دارایی تعریف شده است. اهرم مالی نشان‌دهنده توانایی بنگاه‌ها در بازپرداخت بدهی‌ها از طریق دارایی‌ها است. به این صورت که هر چه نسبت بدهی برای بنگاهی بالاتر باشد، از نگاه اعتبار دهندگان، تأمین مالی از ریسک بالایی برخوردار است. بنابراین اهرم مالی بر هزینه بهره بالاتر در بنگاه دلالت می‌کند، و با افزایش هزینه‌ها، سود بنگاه کاهش‌یافته و مالیات پرداختی به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد. اهرم مالی به عنوان نسبتی است که نشان می‌دهد چه میزان از دارایی‌های بنگاه به واسطه وام و بدهی تأمین شده است، در واقع شرکت‌ها برای کاهش سود مشمول مالیات، از بدهی و هزینه بهره متناسب با آن برای کاهش مالیات استفاده می‌کنند. لذا تعیین بهینه اهرم مالی با دو شرایط پر ریسک و مالیات پرداختی کمتر از مهم‌ترین دغدغه‌های مدیران است. نتایج برآوردها در رابطه با اثر اهرم مالی بر مالیات مؤثر پرداختی نشان می‌دهد که اهرم مالی باعث افزایش مالیات مؤثر شده است، و این اثر در چندک‌های میانی مالیات مؤثر پرداختی بالاتر است. دلیل اصلی برای این نتیجه ناشی از واقعیتی است که مالیات مؤثر به‌صورت نسبت مالیات به سود قبل از مالیات محاسبه شده است، و با افزایش اهرم مالی، کاهش مالیات کمتر از کاهش سود قبل از مالیات بوده است، چرا که با افزایش تورم در اقتصاد و نااطمینانی نسبت به شرایط آینده اقتصادی، تأمین مالی بنگاه‌ها از طریق بدهی با هزینه بالاتری صورت گرفته است و به همین دلیل سود قبل از مالیات به‌شدت کاهش‌یافته است، و در واقع مزیت مالیاتی برای تأمین مالی از طریق بدهی در سطح نازلی قرار دارد.

نقدینگی یکی از متغیرهای تعیین‌کننده ساختار مالی بنگاه‌ها است که دلالت بر توانایی بنگاه‌ها در پرداخت تعهدات کوتاه‌مدت است. به این صورت که هر چه میزان نقدینگی در بنگاهی افزایش یابد، توانایی پرداخت مالیات به عنوان یکی از تعهدات مالی افزایش می‌یابد. نتایج برآوردها برای چندک‌های مختلف نشان می‌دهد که افزایش نقدینگی باعث افزایش مالیات مؤثر شده است. نقدینگی ازیک‌طرف به منابع راکد بدون درآمد بنگاه اطلاق می‌شود که باعث کاهش سود قبل از مالیات می‌شود، اما از طرف دیگر به دلیل توانایی پرداخت آنی با منابع در دسترس،

سهولت مالیات پرداختی افزایش می‌یابد. بنابراین، مالیات مؤثر افزایش می‌یابد. اما با قرارگیری بنگاه‌ها در چندک‌های مالیات مؤثر بالاتر، اثر نقدینگی کاهش می‌یابد، چرا که با افزایش در مالیات مؤثر پرداختی، تمایل به پرداخت مالیات به طور معنی‌داری کاهش می‌یابد، و این گروه از بنگاه‌ها اغلب تمایل به فرار مالیاتی دارند، اما چندک‌های پایین مالیاتی، اقدامات منجر به فرار مالیاتی برای آنها منافعی را ایجاد نمی‌کند، و به همین دلیل به راحتی مالیات را پرداخت می‌کنند.

یکی از عناصر مهم دارایی‌های هر بنگاهی، دارایی نامشهود است که ملموس و قابل مالیات‌گذاری نیست. واقعیت آن است که ارزش بسیاری از دارایی‌های نامشهود به طور ذهنی تعیین می‌شود، یکی از مصادیق مهم برای دارایی‌های نامشهود، برندهای تجاری است که باعث نوعی اختلاف قیمت در محصولات خواهد شد، به همین دلیل باعث افزایش سود قبل از مالیات می‌شوند، اما قابل مالیات گذاری نیستند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که افزایش سهم دارایی نامشهود از کل دارایی‌ها اثر منفی و معنی‌داری را بر مالیات پرداختی دارد، واقعیت آن است که ضریب اثرگذاری در سطح پایینی قرار دارد و این نشان می‌دهد که سهم دارایی نامشهود از کل دارایی در سطح پایینی قرار دارد. علاوه بر این، در چندک‌های بالای مالیات مؤثر، اثر منفی دارایی‌های نامشهود کاهش‌یافته است که این مسئله دلالت بر استفاده حداکثر ظرفیت مالیاتی بنگاه‌ها دارد.

یکی از سیاست‌های مهم دولت‌ها در سال‌های اخیر کاهش مالیات بر تولید بوده است، طوری که در سه سال اخیر، سالانه ۵ درصد مالیات بر تولید کاهش‌یافته است. اما درآمدهای عملیاتی به راحتی قابل مالیات‌گذاری هستند. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که نسبت درآمدهای عملیاتی اثر مثبت و معنی‌داری را بر مالیات مؤثر پرداختی دارد. به این واسطه هر چه سهم درآمدهای عملیاتی افزایش یابد، مالیات مؤثر به طور معنی‌داری افزایش می‌یابد، و در چندک‌های بالای مالیات مؤثر پرداختی، اثر آن کاهش می‌یابد، چرا که ساختار مالیات تصاعدی بر سیستم مالیاتی حکفرما نیست که این مورد در سیاست‌های مالیاتی سال‌های اخیر کشور نمود یافته است. در نهایت ترکیب بدهی نیز می‌تواند بر مالیات پرداختی اثر معنی‌داری داشته باشد، به این صورت بدهی بلندمدت نسبت به بدهی جاری اثر متفاوتی را بر مالیات خواهد داشت، چرا که بدهی‌های جاری تعهدی بوده و از محل دارایی‌ها تسویه می‌شوند. بر اساس برآوردها، افزایش نسبت بدهی جاری اثر مثبت و معنی‌داری را بر مالیات مؤثر دارد، به این صورت که هر چه نسبت بدهی جاری در ترازنامه شرکت‌ها افزایش یابد، نرخ کاهش مالیات در مقابل نرخ کاهش سود قبل از مالیات کمتر بوده است و در واقع مزیت مالیاتی بدهی جاری دارای کارکرد مؤثر برای بنگاه‌ها نبوده است و نتایج در طول چندک‌های مختلف نشان می‌دهد که این عدم مزیت مالیاتی بدهی در چندک‌های بالای مالیات مؤثر پرداختی بالاتر خواهد بود، به همین دلیل شرکت‌های با مالیات مؤثر بالاتر، نباید از بدهی جاری به عنوان سیاست اجتناب مالیاتی استفاده نمایند. واقعیت آن است که سیستم مالیاتی در ایران تقریباً در طی ۴ سال اخیر به سرعت رشد کرده است و به دلیل وجود ظرفیت‌های پنهان مالیاتی و عدم ثبات اقتصادی ایران، ممکن است اثرات متغیرها بر مالیات مؤثر پرداختی متفاوت از ادبیات باشد، اما با ساختار اقتصادی ایران کاملا سازگار هستند.

ویژگی مهم استفاده از رهیافت رگرسیون چندک، عدم اثر برابر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در چندک‌های مختلف است. اما واقعیت آن است که ممکن است اثرات نامتقارن متغیرها از نظر آماری معنی‌دار نباشد، در همین راستا از آزمون والد برای برابری ضرایب در چندک‌های مختلف استفاده می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۳) نشان می‌دهد که اثر متغیرهای سودآوری و نقدینگی تا سطح خطای ۱۰ درصد در چندک‌های مختلف نامتقارن است، و در واقع سطح و میزان مالیات مؤثر پرداختی تعیین‌کننده اثر متغیرهای نقدینگی و سودآوری است. اما سایر متغیرها از قبیل اندازه بنگاه در چندک ۲۵ و ۵۰ و نسبت درآمد عملیاتی در چندک ۵۰ و ۷۵ اثر نامتقارن وجود ندارد، علاوه بر این اثرات نامتقارن اهرم مالی در هیچکدام از چندک‌ها تأیید نشده است. بنابراین سطح پرداخت مالیات مؤثر تعیین‌کننده اثر اهرم مالی بر مالیات مؤثر پرداختی نیست.

جدول ۳: آزمون برابر بودن ضرایب والد

متغیرها	چندک ۲۵ و ۵۰ (احتمال)	چندک ۲۵ و ۷۵ (احتمال)	چندک ۵۰ و ۷۵ (احتمال)
سودآوری	۲/۸۱ (۰/۰۹)	۹/۴۷ (۰/۰۰)	۵/۸۸ (۰/۰۱)
اندازه بنگاه	۲/۳۶ (۰/۱۲)	۸/۲۸ (۰/۰۰)	۵/۸۸ (۰/۰۱)
اهرم مالی	۰/۲۳ (۰/۶۳)	۰/۰۳ (۰/۸۶)	۱/۵۹ (۰/۲)
نقدینگی	۲/۹۸ (۰/۰۸)	۸/۱۷ (۰/۰۰۴)	۴/۵۶ (۰/۰۳)
نسبت درآمد عملیاتی	۳/۸۵ (۰/۰۵)	۸/۲ (۰/۰۰)	۱/۲ (۰/۲۷)
نسبت دارایی نامشهود	۰/۰۸ (۰/۷۷)	۱/۴۴ (۰/۲۳)	۳/۲۳ (۰/۰۷)
نسبت بدهی جاری	۲/۷۱ (۰/۱)	۵/۲ (۰/۰۲)	۱/۵۴ (۰/۲۱)

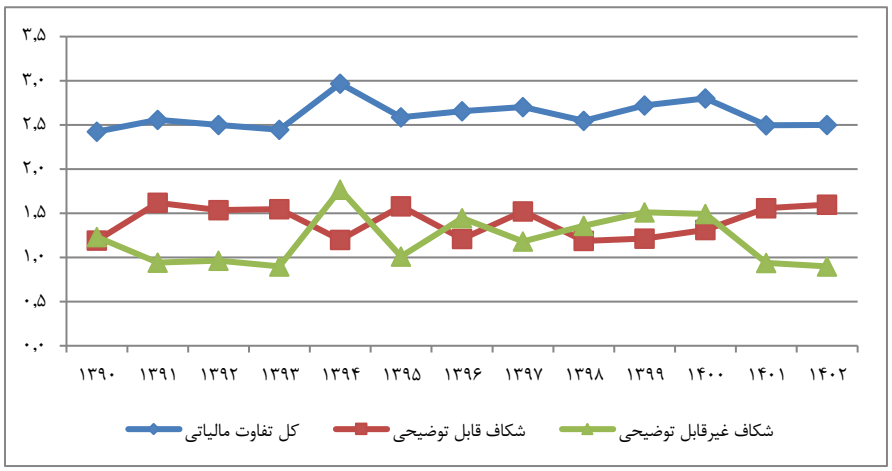
منبع: یافته‌های پژوهش

۴–۱. مدل تجزیه

واقعیت آن است که دولت‌ها به دنبال حداکثر درآمد مالیاتی با استفاده از قوانین هستند. اما مالیات‌دهندگان تمایل دارند که با استفاده از خلاءهای قانونی، مالیات پرداختی خود را کاهش دهند که در برآورد عوامل موثر بر مالیات پرداختی به آنها پرداخته شده است. اما پاسخ به این سؤال که آیا تفاوت مالیات بین بنگاه‌ها ناشی از فعالیت‌های اجتناب مالیاتی و یا قوانین مالیاتی و فرار مالیاتی است، مهم و دارای ارزش است. در واقع تفاوت مالیات ناشی از سیاست‌های اجتناب مالیاتی بر اهمیت سیاست‌های درون بنگاهی دلالت دارد. در این راستا از مدل‌های تجزیه استفاده می‌شود.

شکل (۲) نتایج برآورد مدل به روش تجزیه اکساکا را نشان می‌دهد که از سال ۱۳۹۸ تا ۱۴۰۰ شکاف مالیاتی افزایش‌یافته است، و سهم عوامل غیر قابل اندازه‌گیری مانند فرار مالیاتی و برخورداری از مشوق‌های مالیاتی از ۵۵ درصد در سال ۱۳۹۹ به رقم ۳۶ درصد در سال ۱۴۰۲ کاهش‌یافته است. این نشان می‌دهد که کارایی مالیات افزایش‌یافته است، اما سهم تفاوت مالیات به دلیل سیاست‌های اجتناب مالیاتی از رقم ۴۴ درصد در سال ۱۳۹۹ به رقم ۶۴ درصد در سال ۱۴۰۲ افزایش‌یافته است. واقعیت آن است که درآمدهای مالیاتی در سال سه سال ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۲ به ترتیب به اندازه ۵۹، ۵۴ و ۷۱ درصد افزایش‌یافته است که این نرخ افزایش در درآمدهای

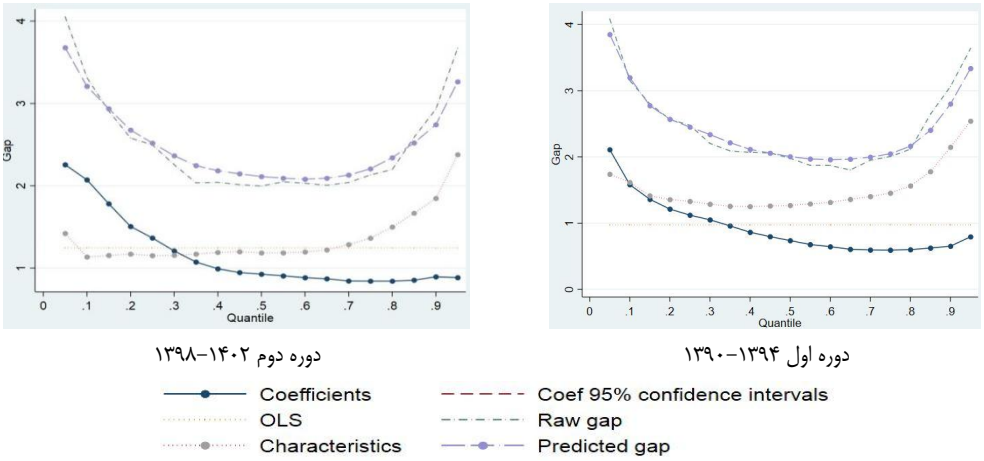
مالیاتی ناشی از افزایش پایه‌های مالیاتی و نرخ مالیاتی در سال‌های اخیر بوده است، و نرخ پیشرفت فنّاوری و گسترش سامانه‌های مالیاتی در سال‌های اخیر به سرعت رشد کرده است تا بتواند مودیان مالیاتی را به‌صورت صحیح شناسایی نماید که البته موفقیت نسبی در این زمینه به دست آمده است؛ بنابراین با توجه به اینکه طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۲ سهم سیاست‌های منجر به اجتناب مالیاتی بالغ بر ۵۰ درصد و معادل با ۵۴ درصد است، اهمیت نوع مدیریت برای تعیین ساختار مالی بنگاه‌ها مهم و دارای ارزش است.



شکل ۲: مدل تجزیه اکساکا-بلیندر

منبع: یافته‌های پژوهش

تجزیه اکساکا - بلیندر تنها میانگین تفاوت درآمدهای مالیاتی را مورد بررسی قرار می‌دهد، و برای بررسی سهم تفاوت سیاست‌های اجتناب مالیاتی در مقابل سایر عوامل در کل توزیع از تجزیه ماچادو - متا استفاده می‌شود. نتایج برآورد مدل به‌صورت شکل (۳) نشان داده شده است.



شکل ۳: مدل تجزیه ماچادو - متا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج تجزیه ماچادو - متا در شکل (۳) نشان می‌دهد که در دوره دوم مطالعه نسبت به دوره اول شکاف مالیاتی کل افزایش‌یافته است، اما میزان شکاف ناشی از اجتناب مالیاتی برای تمام چندک‌ها کاهش‌یافته است و به عبارتی نوعی همسویی سیاست‌های ترازنامه‌ای و سود و زیان در بین شرکت‌های بورسی وجود دارد، به گونه‌ای که اغلب شرکت‌های بورسی قادر به بهره‌مندی از این سیاست‌ها هستند، اما جزء ناشی از سایر عوامل که تحت عنوان جزء غیر قابل توضیحی مانند سیاست‌های فرار مالیاتی و استفاده از ظرفیت قانونی مشوق‌های مالیاتی مطرح است، به طور معنی‌داری افزایش‌یافته است. طوری که سهم مؤلفه‌های مبتنی بر عدالت مالیاتی طی دوره اول در پنج چندک پایین مالیاتی برابر با ۵۱ درصد بوده است و در دوره دوم به ۴۱ درصد کاهش‌یافته است. اما سهم این جزء در ۴ چندک بالای مالیاتی در دوره اول برابر با ۷۵ درصد و در دوره دوم به ۶۸ درصد کاهش‌یافته است. با توجه به گستردگی فعالیت‌های اقتصادی و تنوع در مشوق‌های مالیاتی بروز چنین نتیجه‌ای قابل انتظار بوده است. همچنین، بررسی سهم دو جزء مذکور از شکاف مالیاتی نشان می‌دهد که سهم جزء ناشی از اجتناب مالیاتی به طور معنی‌داری کاهش‌یافته است و سهم جزء ناشی از عوامل غیر قابل توضیحی به طور معنی‌داری در تمام چندک‌ها افزایش‌یافته است. بنابراین علی‌رغم افزایش سطح مالیات‌ها، به طور نسبی سهم رانت و فساد در مالیات ستانی افزایش‌یافته است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با کاهش درآمدهای نفتی، سهم مالیات در درآمدهای دولت در سال‌های اخیر به‌شدت افزایش‌یافته است، طوری که نرخ رشد درآمدهای مالیات در سه سال اخیر به طور سالانه بالغ بر ۵۰ درصد رشد کرده است، اما واقعیت آن است که پویایی درآمدهای مالیاتی وابسته به اعتماد بین مالیات‌دهندگان و دولت است، طوری که با برقرار عدالت مالیاتی (نرخ بهینه مالیات بر اساس اصل توانایی پرداخت و فایده) و کارایی مالیاتی (صرف مالیات در پیشران‌های اقتصادی) توانایی و تمایل به پرداخت مالیات از جانب مودیان را افزایش و هزینه جمع‌آوری مالیات از جانب دولت در حداقل قرار گیرد. در چنین سیستمی شکاف مالیات ناشی از اجتناب مالیاتی و مؤلفه‌های تعیین‌کننده توانایی پرداخت هستند، در همین راستا پژوهش حاضر با استفاده از آمارهای ۱۱۳ شرکت بورسی طی دوره ۱۴۰۲-۱۳۹۰ به بررسی عوامل مؤثر بر مالیات پرداختی و سهم عدالت مالیاتی در شکاف مالیاتی می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که تقریباً طی دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۹۰ تقریباً ۵۴ درصد از شکاف مالیاتی به واسطه مؤلفه‌های عدالت مالیاتی قابل‌توضیح است و رهیافت ماچادو - متا نشان می‌دهد که در چندک‌های پایین مالیاتی سهم فرار مالیاتی و تبعیض مالیاتی در شکاف مالیات‌ها بالاتر و در چندک‌های بالای مالیاتی سهم مؤلفه عدالت مالیاتی بالاتر است؛ لذا در راستای بهبود سهم عدالت مالیاتی از تفاوت مالیاتی ابتدا اینکه سامانه‌های جامع وضعیت مالی شرکت‌های بورسی توسعه و گسترش یابد، و دوم اینکه سهم تبصره‌های مالیاتی در تعیین مالیات کاهش و بر اساس قوانین مالیات یکپارچه مالیات اخذ شود که این مسئله هم رضایت مالیاتی را افزایش می‌دهد و هم باعث بهبود پایداری درآمدهای مالیاتی می‌شود.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رساله دکتری *رؤیا رحیمی* در رشته علوم اقتصادی است که تحت راهنمایی دکتر **علی فلاحتی** و با مشاوره دکتر **آزاد خانزادی** و دکتر **محمدشریف کریمی** در گروه اقتصاد، دانشگاه رازی انجام شده است.

تضاد منافع

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

حامی مالی

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

شناسه ارکید (ORCID)

رویا رحیمی	*https://orcid.org/0009-0009-9980-3068*
علی فلاحتی	*https://orcid.org/0000-0002-6569-0044*
آزاد خانزادی	*https://orcid.org/0000-0002-2060-275X*
محمد شریف کریمی	*https://orcid.org/0000-0002-5967-6756*

منابع و مأخذ

ابریشمی، وحید، مومنی، ماندان، آرایی، وحید و ربیعی مندجین، محمدرضا. (۱۴۰۳). دریافت مالیات مبتنی بر عدالت مالیاتی با رویکرد دولت الکترونیک. *مدیریت بازاریابی هوشمند*، ۵(۴)، ۴۰۳-۴۲۳. https://doi.org/JABM.3.2.15564.350777

اسکندری، علیرضا و درستان، سمیه. (۱۴۰۱). تأثیر مکانیسم های حاکمیت شرکتی، سودآوری، اهرم مالی و مدیریت سود بر اجتناب از پرداخت مالیات در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم‌انداز حسابداری و مدیریت*، ۵(۶۸)، ۱۰۸-۱۲۵. https://www.jamv.ir/article_163440.html

الماسی، حسن، عاملی، آنژلا و حاج محمدی، فرشته. (۱۳۹۳). بررسی طرز تلقی مؤدیان نسبت به انصاف نظام مالیاتی و تأثیر آن بر رفتار تمکین مالیاتی. *پژوهشنامه مالیات*. ۲۲ (۲۲)، ۲۲۱-۲۴۹. http://taxjournal.ir/article-1-420-fa.html

بختیاری، مسعود. (۱۴۰۴). تأثیر فشردگی سرمایه بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس تهران. *سیاست‌های مالی واقتصادی*. ۱۳ (۴۹)، ۱۳۹-۱۱۳. https://qjfep.ir/article-1-1662-fa.html

بیات مانیزانی، محمدرضا. (۱۴۰۳). رابطه نوع سهامداران و نسبت جریان نقدی با اجتناب مالیاتی با رگرسیون چند متغیره. *چشم‌انداز حسابداری و مدیریت*، ۷(۹۰)، ۲۷۲-۲۸۵. https:/www.jamv.ir/article_201113.html

حقیقی‌فشی، شیرین، بنی‌مهد، بهمن، اوحدی، فریدون، و همتی، بهرام. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر ابعاد هنجارهای اجتماعی و شخصی بر تمکین مالیاتی. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۹(۳۳)، ۴۱-۵۹. https://www.jmaak.ir/article_15629.html

دودکانلوی میلان، جلال و صدیقی، روح اله. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر بدهی و جریان‌های نقد آزاد بر اجتناب مالیاتی با تأکید بر نقش مالکیت نهادی. *پژوهشنامه مالیات*. ۲۹ (۵۲)، ۱۵۲-۱۳۱. http://dx.doi.org/10.52547/taxjournal.29.52.131

زارع، علیرضا، افشانی، سیدعلیرضا، اسلامی، حسین، توتونچی، جلیل و روحانی، علی. (۱۴۰۱). کاوشی کیفی در بسترهای اجتماعی فرایند پرداخت مالیات. *جامعه شناسی کاربردی*، ۳۳(۳)، ۲۹-۵۰. https://doi.org/10.22108/jas.2022.131606.2228

سعیدی، عباس و حسینی، رضا. (۱۴۰۳). بررسی تأثیر مالکیت نهادی، اهرم مالی و نقدینگی بر اجتناب مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *چشم انداز حسابداری و مدیریت*، ۷(۹۱)، ۱۸۶-۱۹۹. https://www.jamv.ir/article_203268.html)

طاهری، ماندانا و جلیلی، محمد. (۱۴۰۲). اجتناب مالیاتی شرکت‌ها و تبیین رابطه آن با بیشاطمینانی مدیران و ویژگی‌های کمیته حسابرسی. *پژوهشنامه مالیات*. ۳۱ (۵۷) :۲۹-۵۰. http://dx.doi.org/10.61186/taxjournal.31.57.2

عزیزی، صدیقه و جوکار، حسین . (۱۴۰۰). تأثیر مسئولیت‌پذیری اجتماعی و نقش تعدیلی اندازه شرکت بر اجتناب مالیاتی با استفاده از معادلات ساختاری. *حسابداری و منافع اجتماعی*، ۱۱(۴)، ۱۲۳-۱۵۶. https://doi.org/10.22051/jaasci.2022.34961.1618

فخار، مرجان، فغانی ماکرانی، خسرو و فاضلی، نقی. (۱۴۰۲). بررسی تاثیرعوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی و ارائـه مدل بهینه پیشگیری از اجتناب مالیاتی، *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۵(۵۹): ۸۶-۶۳ https://doi.org/10.22034/iaar.2023.185327

فلاح سوقه، امیر، خردیار، سینا، پورعلی، محمدرضا، و صمدی لرگانی، محمود. (۱۴۰۲). بررسی عوامل مؤثر بر اجتناب مالیاتی با استفاده از معادلات رگرسیون خطی. *دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، ۱۲(۴۵)، ۵۳۳-۵۴۴. https://www.jmaak.ir/article_23524.html

قادری، بهمن، کفعمی، مهدی و کریمی حصاری، فرشاد. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر عوامل مالی و غیرمالی مؤثر بر شکاف مالیاتی. *چشم انداز حسابداری و مدیریت*، ۱(۲)، ۱-۱۶. https://www.jamv.ir/article_74172.html?lang=fa

قوی پنجه، رامین و غریب، حجت. (۱۳۹۷). بررسی رابطه بین محدودیت در تأمین مالی و اجتناب مالیاتی. *سیاست‌های مالی و اقتصادی*. ۶(۲۱)، ۱۵۹-۱۸۲. http://qjfep.ir/article-1-855-fa.html

کاظمی علوم، مهدی، ختن لو، محسن و سهرابی، امین. (۱۴۰۴). تأثیر کیفیت اطلاعات حسابداری بر اجتناب مالیاتی مبتنی بر روابط سیاسی. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، مقالات آماده انتشار، انتشار آنلاین از تاریخ ۰۶ مرداد ۱۴۰۴. https://www.iaaaar.com/article_226069.html

گرایی نژاد، علیرضا و چپردار، الهه. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران. *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، ۶(۲۰)، ۹۲-۶۹ https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1391.6.20.3.3

نمازیان، علی، پورحیدری، امید و زینلی، حدیث. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر نرخ مؤثر مالیاتی و کیفیت حاکمیت شرکتی بر فرار مالیاتی و فساد مالیاتی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۸(۳)، ۵۰۷-۵۳۲. https://doi.org/10.22059/acctgrev.2021.313990.1008470

References

Abrishami, V. , Momeni, M. , Araee, V. & Rabiei Mandejin, M. R. (2024). Tax collection based on tax justice with an e-government approach. *Journal of Intelligent Marketing Management*, 5(4), 403-423. https://doi.org/JABM.3.2.15564.350777 [In Persian].

Alkurdi, A., & Mardini, G. H. (2020). The impact of ownership structure and the board of directors' composition on tax avoidance strategies: empirical evidence from Jordan. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 18(4), 795-812. https://doi.org/10.1108/JFRA-01-2020-0001.

Almasi, H., Ameli, A. & Hajmohamadi, F. (2014). The Study of Taxpayer's Perceptions of Tax System's Fairness and its Effect on Tax Compliance Behavior. *Journal of Tax Research*, 22 (22), 221-249. http://taxjournal.ir/article-1-420-fa.html [In Persian].

Anaman, P. D., Ahmed, I. A., & Amanamah, R. (2024). Financial literacy, perceived justice in the tax system and tax compliance: A Sub-Saharan African perspective. *SEISENSE Business Review*, 4(1), 217-232. https://doi.org/10.33215/wf4g1e04.

Apriani, R., Mulyani, S., & Setiawati, E. (2024). The Influence of Profitability and Leverage on Tax Avoidance in Food and Beverage Companies Registered on BEI in 2019-2023 (Tri Wulan III). *JISIP (Jurnal Ilmu Sosial dan Pendidikan)*, *8*(2), 1224-1234. http://dx.doi.org/10.58258/jisip.v8i2.6722

Azizi, S. & Jokar, H. (2022). The Effects of Corporate Social Responsibility and Moderating Role of Size Firm on the Tax Avoidance Using Structural Equation Modeling. *Journal of Accounting and Social Interests*, 11(4), 123-156. https://doi.org/10.22051/jaasci.2022.34961.1618 [In Persian].

Bakhtiari, M. (2025) The Impact of Capital Intensity on Tax Avoidance in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 13(49), 113-139. http://qjfep.ir/article-1-1662-en.html [In Persian].

Bayat, M. (2024). The relationship between type of shareholders and cash flow ratio with tax avoidance with multivariate regression. *Journal of Accounting and Management Vision*, 7(90), 272-285. https://www.jamv.ir/article_201113.html [In Persian].

Bird, R. M., & Zolt, E. M. (2014). Redistribution via taxation: The limited role of the personal income tax in developing countries. *Annals of Economics and Finance*, *15*(2), 625-683. https://ideas.repec.org/a/cuf/journl/y2014v15i2birdzolt.html

Blinder. A.S.,(1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*. 4(8), 436-455. https://doi.org/10.2307/144855.

Chouaibi, J., Rossi, M., & Abdessamed, N. (2022). The effect of corporate social responsibility practices on tax avoidance: an empirical study in the French context. *Competitiveness Review: An International Business Journal*, 32(3), 326-349. https://doi.org/10.1108/CR-04-2021-0062

Dang, V. C., & Tran, X. H. (2021). The impact of financial distress on tax avoidance: An empirical analysis of the Vietnamese listed companies. *Cogent Business & Management*, 8(1), 1953678.. https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1953678

Darsani, P. A., & Sukartha, I. M. (2021). The effect of institutional ownership, profitability, leverage and capital intensity ratio on tax avoidance. *American Journal of Humanities and Social Sciences Research (AJHSSR)*, 5(1), 13-22. https://www.ajhssr.com/wp-content/uploads/2021/01/C215011322.pdf

Dudkanluy Milan, J. & Siddiqui, R. (2022). Investigating the Impact of Debt and Free Cash Flows on Tax Avoidance with Emphasis on the Role of Institutional Ownership. *Journal of Tax Research*, 29(52),131-152. http://dx.doi.org/10.52547/taxjournal.29.52.131 [In Persian].

Eskandari, A. & Darestan, S. (2022). The effect of corporate governance mechanisms, profitability, financial leverage and profit management on tax avoidance in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, 5(68), 108-125. https://www.jamv.ir/article_163440.html [In Persian].

Fahmi, Z., & Naibaho, E. A. B. (2025). The Impact of Profitability, Firm Size, and Leverage on Tax Avoidance: Moderating Role of Parent Company Location. *Advances in Management and Applied Economics*, *15*(3), 1-2. https://doi.org/10.47260/amae/1532

Fakhar, M., Faghani Makrani, K. & Fazeli, N. (2023). Investigating the Impact of Factors Affecting Tax Avoidance and Presenting an Optimal Tax Avoidance Prevention Model. *Accounting and Auditing Research*, 15(59), 63-86. https://doi.org/10.22034/iaar.2023.185327 [In Persian].

Fallah Sougheh, A., Kheradyar, S., Pourali, M. R. & Samadi Largani, M. (2023). the Factors Affecting Tax Avoidance Using Linear Regression Equations. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 12(45), 533-544. https://www.jmaak.ir/article_23524.html [In Persian].

Geraeinezhad, Gh. & Chapardar, E. (2012). A Survey On The Determinants Of Tax Revenue In Iran. *Journal Of Financial Economics (Financial Economics And Development)*, 6(20), 69-92. https://dorl.net/dor/20.1001.1.25383833.1391.6.20.3.3 [In Persian].

Ghavi Panjeh, R. & Gharib, H. (2018). The Relationship between Financial Constraints and Tax Avoidance. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 6(21), 159-182. http://qjfep.ir/article-1-855-fa.html [In Persian].

Haghighi fashi, S., Banimahd, B., Ohadi, F., & Hemmati, B. (2021). Investigating the Impact of Dimensions of Social and Personal Norms on Tax compliance. *Journal Of Accounting Knowledge And Management Auditing*, 9(33), 41-59. https://www.jmaak.ir/article_15629.html [In Persian].

Hossain, M. S., Ali, M. S., Islam, M. Z., Ling, C. C., & Fung, C. Y. (2024). Nexus between profitability, firm size and leverage and tax avoidance: evidence from an emerging economy. *Asian Review of Accounting*, 32 (5), 759–780. https://doi.org/10.1108/ARA-08-2023-0238.

Hossain, M. S., Ali, M. S., Islam, M. Z., Safiuddin, M., Ling, C. C., & Fung, C. Y. (2025). The nexus of firms characteristics and tax avoidance–do independent directors have a role? Evidence from Bangladesh. *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 15(3), 623-644. https://doi.org/10.1108/JAEE-03-2024-0120.

Kazemiolum, M., Khotanlou, M. & Sohrabi, A. (2025). The impact of accounting information quality on tax avoidance based on political relations. (e226069). *Accounting and Auditing Research*, Articles in Press, Accepted Manuscript, Available Online from 28 July 2025. https://www.iaaaar.com/article_226069.html [In Persian].

Lucut Capras, I., Achim, M. V., & Mara, E. R. (2024). Is tax avoidance one of the purposes of financial data manipulation? The case of Romania. *The Journal of Risk Finance*, 25 (4), 588–601. https://doi.org/10.1108/JRF-11-2023-0273.

Machado, J. & Mata, J. (2005). Eounterfactual decomposition of changes in wage distribution using quantile regression, *Journal of Applied Econometrics*, 445-465. https://doi.org/10.1002/jae.788

Mediaty, M., Habbe, A. H., & Awaluddin, M. R. (2024). Effect of Transfer Pricing, Profitability, and Leverage on Tax Avoidance. *Advances In Social Humanities Research*, 2(2), 134-141. http://dx.doi.org/10.29103/micolls.v3i-.540

Musgrave, R. A., & Musgrave, P. B. (1989). *Public Finance in Theory and Practice*. New York, NY: McGraw-Hill. https://doi.org/10.2307/134487

Namazian, A. , Pourheidari, O. & Zeinali, H. (2021). Investigating the Effect of Effective Tax Rate and Quality of Corporate Governance on Tax Evasion and Tax Corruption. *Accounting and Auditing Review*, 28(3), 507-532. https://doi.org/10.22059/acctgrev.2021.313990.1008470. [In Persian].

Oaxaca, R., (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 14, 693–709. https://doi.org/10.2307/2525981

Pratiwi, S. A. D. & Fauzan, F. (2025). The Effect of Leverage, Financial Distress, and Transfer Pricing on Tax Avoidance (Empirical Study on Energy Sector Manufacturing Companies Listed on the Indonesia Stock Exchange for the 2018–2022 Period). *Indonesian Interdisciplinary Journal of Sharia Economics (IIJSE)*, *8*(1), 1594-1612. DOI: https://doi.org/10.31538/iijse.v8i1.6073.

Qaderi, B. , Kafami, M. & Karimi, F. (2018). The Effect of Financial and Non-Financial Firms Characteristics on Tax Gap. *Journal of Accounting and Management Vision*, 1(2), 1-16. https://www.jamv.ir/article_74172.html?lang=en [In Persian].

Saeidi, A. & hosseini, R. (2024). Investigating the effect of institutional ownership, financial leverage and liquidity on tax avoidance listed firms on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, 7(91), 186-199. https://www.jamv.ir/article_203268.html [In Persian].

Saez, E., & Zucman, G. (2016). Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data. *The Quarterly Journalof Economics*, 131(2), 519-578. https://doi.org/10.1093/qje/qjw004.

Sandag, E. C., Rotinsulu, C. N. M., Tandiawan, V., & Rinaldi, M. (2022). Profitability and company size have a strong influence on tax avoidance. *Al-Kharaj: Journal of Islamic Economic and Business*, 4(2), 23-39. https://doi.org/10.24256/kharaj.v4i2.3602

Sari, P. I. P., & Ramli, A. H. (2023). The Effect Of Leverage, Company Size, Company Risk On Tax Avoidance In 2020-2022: Case Study of a Manufacturing Company in the Raw Materials Sector. *Jurnal Ilmiah Akuntansi Kesatuan*, *11*(3), 625-636. https://doi.org/10.37641/jiakes.v11i3.2074

Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations: Volume One*. London: printed for W. Strahan; and T. Cadell, 1776. http://hdl.handle.net/1842/1455.

Suciarti, C., Suryani, E., & Kurnia, K. (2020). The effect of leverage, capital intensity and deferred tax expense on tax avoidance. *Journal of Accounting Auditing and Business*, 3(2), 2-38. https://doi.org/10.24198/jaab.v3i2.28624

Taheri M, Jalili M. (2023). Tax Avoidance and its Relationship with Manager Overconfidence and Audit Committee Characteristics. *Journal of Tax Research*, 31 (57), 29-50. http://dx.doi.org/10.61186/taxjournal.31.57.2 [In Persian].

Yahaya, K. A., & Yusuf, K. (2020). Impact of company characteristics on aggressive tax avoidance in Nigerian listed insurance companies. *Journal of Administration Business*, 9(2), 101-111. https://doi.org/10.14710/jab.v9i2.30512

Zare, A., Afshani, S., Eslami, H., Totonchi, J. & Ruhani, A. (2022). Qualitative Exploration of the Social Context of the Tax Payment Process. *Journal of Applied Sociology*, 33(3), 29-50. https://doi.org/10.22108/jas.2022.131606.2228 [In Persian].

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

Volume 5, Issue 1, Spring 2026,, Page: 67-96 DOI: 10.22034/jepr.2025.141967.1165

Research Article

Investigating the Impact of Globalization on Energy Consumption in Developed and Developing Countries**

Shima Mansourabadi[1], Jalil Khodaparast Shirazi*[2], Hashem Zare[3], Mehrzad Ebrahimi[3]

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

Received 20 August 2024 Revise 20 January 2025 Accepted 20 January 2025 Publish 21 March 2026

Abstract

This study aims to investigate the impact of globalization on energy consumption across different countries around the world. To achieve this objective, a regression analysis was conducted using data from 115 developing countries and 45 developed countries spanning the period from 1980 to 2020. The regression model was estimated using the Pooled Mean Group (PMG) estimator. In addition to globalization, the study incorporates the energy price index, gross domestic product (GDP), financial development, and urbanization rate as explanatory variables of energy consumption behavior. The results indicate that the impact of globalization on energy consumption is negative in developed countries and positive in developing countries. Additionally, GDP shows a positive impact on energy consumption in both developing and developed countries. However, energy price index does not have a statistically significant effect on energy consumption in the long run. The study also reveals that urbanization rate has a positive impact on energy consumption in developing countries, while it has a negative impact in developed countries. Furthermore, the long-term evidence suggests that financial development does not significantly affect energy consumption in developing countries. However, in developed countries, financial development provides a means to increase energy consumption through elasticity.

Keywords: Globalization, Energy, Consumption, Pooled Mean Group.

JEL Classification: Q41, F6, L51.

* **Corresponding Author**: Jalil Khodaparast Shirazi **E-mail:** jkshirazi@iaushiraz.ac.ir **Tel:** +989173082720

** **Note:** This article is derived from the doctoral dissertation of *Shima Mansourabadi* in Economics at Shiraz Branch, Islamic Azad University, Iran.

Cite This Article (APA): Mansourabadi, S., Khodaparast Shirazi, J., Zare, H. & Ebrahimi, M. (2026). Investigating The Impact of Globalization on Energy Consumption in Developed and Developing Countries. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(1), 67-96. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.141967.1165

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63627.html?lang=en

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

Introduction

This research investigates the impact of globalization on energy consumption across different countries. A regression analysis was conducted using data from 115 developing and 45 developed countries from 1980 to 2020. The study's primary research question is: What effect does the ongoing, inevitable process of globalization have on energy consumption in developing versus developed countries?

To address this question, a review of the empirical literature revealed a lack of consensus regarding the specification of the energy consumption function. Considering this gap and drawing on theoretical foundations, a set of explanatory variables was selected for the energy consumption regression. These variables include a financial development index, urbanization rate, energy price index, gross domestic product (GDP) per capita, and a globalization index. Based on the results of stationarity and Hausman tests, the Pooled Mean Group (PMG) estimator was employed to estimate the research model. The results for the long-term relationship in developing countries showed that GDP per capita, the urbanization rate, and the globalization index have a positive and significant effect on energy consumption. In contrast, the variables for financial development and energy prices were found to have no significant effect.

For developed countries, the estimation of the long-term relationship indicated that globalization and the urbanization rate have a negative and significant effect on energy consumption. Conversely, GDP per capita and financial development exhibited a positive and significant effect. Similar to the findings for developing countries, the energy price variable had no significant impact in developed countries.

The significance of this research is twofold. First, energy is a critical input in production processes, making any effort to understand the behavior of this economic variable highly important. Second, testing the hypothesis that a country's level of development influences how globalization affects energy consumption is a valuable contribution, as this idea has been underexplored in the empirical literature. By examining this important idea, this research helps to fill a gap in the existing body of work on this subject.

Methodology

This research employs the three estimators introduced by Pesaran, Shin, and Smith (1999)—namely, the Mean Group (MG), Pooled Mean Group (PMG), and Dynamic Fixed Effects (DFE) estimators—to address the bias arising from heterogeneous slopes in dynamic panel models.

These methods are suitable for use with variables exhibiting different orders of integration and yield consistent coefficients even in the presence of potential endogeneity.

To select the most appropriate estimator from these three, a Hausman test was conducted. A stationarity test was also performed as a preliminary step.

The data for this study were compiled from four primary databases: the U.S. Energy Information Administration (EIA), UNCTAD, the International Monetary Fund (IMF), and the KOF Swiss Economic Institute.

Results and Discussion

The results of the long-run relationship estimation using the Pooled Mean Group (PMG) estimator revealed that the price elasticity of energy demand is statistically insignificant in both country groups. This indicates that energy—considered in aggregate rather than as specific energy carriers—constitutes an essential good.

Concerning income elasticity, the results demonstrated that rising income and production led to a significant increase in energy consumption in both developing and developed countries.

Regarding financial development, the long-run evidence indicates that it has no significant effect on energy consumption in developing countries. Conversely, in developed countries, financial development has contributed to a significant increase in energy consumption.

An increase in the urbanization rate was found to elevate long-run energy consumption in developing countries. However, for the group of developed countries, an increase in the urbanization rate resulted in a significant decrease in energy consumption.

The most critical finding of this research pertains to the differential impact of the globalization variable between the two country groups in the long run. Specifically, the complex process of globalization has led to an increase in energy consumption in developing countries while contributing to a decrease in developed countries.

Conclusion

To some extent, the findings of this research align with the ideas of Stiglitz (2002) concerning the asymmetric effects of globalization across different country groups.

In accordance with the theoretical framework, it can be argued that globalization has led to higher energy consumption in developing countries. This occurs through several channels: an increase in the volume of goods and services, shifts in consumer tastes, transformations in consumption processes, and changes in the locations of consumption. Conversely, these same changes have contributed to a reduction in energy consumption in developed countries.

This finding also corroborates Dani Rodrik's assertion that the risks associated with globalization are more pronounced for developing countries than for others.

Based on these results, it is evident that globalization is a significant determinant of energy consumption in developing countries. This underscores the critical importance of proactive energy sector management in these nations. Consequently, it is advisable for policymakers to recognize globalization as a primary determinant of energy demand and to integrate this consideration into energy management strategies and discussions.

Additional information

Authors' Contributions

This article is derived from the Doctoral dissertation of ***Shima Mansourabadi*** in the field of Economics, conducted under the supervision of Dr. **Jalil Khodaparast Shirazi** and with the advisement of Dr. **Hashem Zare** and Dr. **Mehrzad Ebrahimi**, in the Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran.

Conflict of interest

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

Financial Support

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

ORCID

Shima Mansoorabadi http://orcid.org/0009-0009-6350-0495

Jalil Khodaparast Shirazi http://orcid.org/0000-0002-9147-4441

Hashem Zare http://orcid.org/0000-0002-4141-0589

Mehrzad Ebrahimi http://orcid.org/0000-0002-0986-509X

نشریه 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 پنجم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵، صفحات: ۶۷ – ۹۶

DOI: 10.22034/jepr.2025.141967.1165

مقاله پژوهشی

بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه**

شیما منصورآبادی[۱]، جلیل خداپرست شیرازی*[۲]، هاشم زارع[۳]، مهرزاد ابراهیمی[۳]

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

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۵/۳۰ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۰۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۰۱ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۰۱

چکیده

این پژوهش باهدف بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در کشورهای مختلف جهان انجام شده است. برای رسیدن به این هدف، یک تحلیل رگرسیونی با استفاده از اطلاعات و آمار مربوط به ۱۱۵ کشور درحال‌توسعه و ۴۵ کشور توسعه‌یافته در بازه زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۰ مورداستفاده قرار گرفته است. مدل رگرسیونی مورداستفاده در این پژوهش یک رگرسیون خطی است که با استناد به نتایج آزمون‌های ساکن‌پذیری و آزمون هاسمن، با استفاده از برآوردگر میانگین گروهی تلفیقی برآورد شده است. علاوه بر متغیر نماینده جهانی‌شدن در این پژوهش از شاخص قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی، توسعه مالی و نرخ شهرنشینی نیز به‌عنوان متغیرهای توضیحی رفتار مصرف انرژی استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در سطوح توسعه مختلف، متفاوت است. به‌عبارت‌دیگر، نتایج تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته را منفی (۰/۵۲۹-) و در کشورهای درحال‌توسعه را مثبت (۰/۲۱۹) نشان می‌دهد. سایر نتایج حاکی از تأثیر مثبت تولید ناخالص داخلی (۰/۵۲۸) برای کشورهای درحال‌توسعه و ۰/۲۲۲ برای کشورهای توسعه‌یافته) و تأثیر بی‌معنی قیمت انرژی بر مصرف انرژی در بلندمدت در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای توسعه‌یافته است. این نتایج همچنین نشان می‌دهد که تأثیر نرخ شهرنشینی بر مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه مثبت (۰/۳۹۶) و در کشورهای توسعه‌یافته منفی (۰/۸۶۰-) بوده است. در مورد متغیر توسعه مالی، شواهد به‌دست‌آمده در بلندمدت نشان می‌دهد توسعه مالی تأثیر معنی‌داری بر مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه نداشته است و در کشورهای توسعه‌یافته توسعه مالی با کشش ۰/۰۹ اسباب افزایش مصرف انرژی را فراهم آورده است.

واژگان کلیدی: جهانی‌شدن، مصرف انرژی، میانگین گروهی تلفیقی، توسعه‌یافته، درحال‌توسعه.

طبقه‌بندی JEL: Q41, F6, L51.

* **نویسنده مسئول:** جلیل خداپرست شیرازی آدرس رایانامه: jkshirazi@iaushiraz.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۷۳۰۸۲۷۲۰

** **یادداشت:** مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری *شیما منصورآبادی* در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز است.

استناد به مقاله (APA): منصورآبادی، شیما، خداپرست شیرازی، جلیل، زارع هاشم، ابراهیمی، مهرزاد. (۱۴۰۵). بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۵(۱)، ۶۷-۹۶.

https://doi.org/10.22034/jepr.2025.141967.1165

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63627.html

© نویسنده (گان)، ۲۰۲۶. نشریه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، منتشر شده به‌صورت آنلاین توسط 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

جهانی‌شدن[1] یک فرایند اجتناب‌ناپذیر است که در اصطلاح به بین‌المللی شدن و حذف موانع ناشی از مرزهای جغرافیایی اشاره دارد. این فرایند بسیار پیچیده و چندبعدی است و به طور بالقوه می‌تواند تمام ابعاد زندگی بشر را تحت‌تأثیر قرار دهد. این موضوع که با افزایش اجتناب‌ناپذیر جهانی‌شدن، جامعه با چه مسائلی روبرو خواهد شد در حیطه سیاست‌گذاری، موضوع بسیار با اهمیتی است. یکی از وجوه اجتماعی که تحت‌تأثیر فرایند جهانی‌شدن قرار می‌گیرد بعد اقتصادی است. در همین راستا چنین بحث می‌شود که جهانی‌شدن انتقال فناوری را تسهیل می‌کند و رشد اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (Usman et al., 2022). علاوه بر این، جهانی‌شدن ممکن است تقاضا برای عوامل تولید را تحریک کند تا تولید کالاها را تسهیل کند (Feng et al., 2022). همچنین بحث می‌شود که جهانی‌شدن ممکن است تخصص در تولید را ارتقا دهد و در نتیجه باعث استفاده از صرفه‌های مقیاس[2] و تولید اقتصادی بالاتر شود (Miao et al., 2022). مرور این ادبیات به‌خوبی روشن می‌سازد که جهانی‌شدن به طور بالقوه می‌تواند ساختار یک اقتصاد را دچار تغییرات اساسی نماید. یکی از نهاده‌های اصلی تولید که می‌تواند از فرایند ناگزیر جهانی‌سازی تأثیر بپذیرد انرژی است.

جهانی‌شدن سطح فناوری‌ها را در کشورهای مختلف بهبود بخشیده است. فناوری‌های پیشرفته‌تر می‌توانند سبب بهبود کارایی در تولید و مصرف انرژی شوند و اسباب کاهش تقاضای انرژی، حفظ ذخایر موجود، کاهش آلودگی و هزینه‌های بهره‌برداری را فراهم آورند (Zhang et al., 2022). شهباز و همکاران[3] (۲۰۲۱) تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی را به سه اثر تجزیه می‌نمایند که شامل اثر مقیاس، اثر فنی و اثر ترکیبی است. اثر مقیاس بر این موضوع دلالت دارد که با ثابت ماندن سایر عوامل، جهانی‌سازی مقیاس فعالیت اقتصادی را تقویت کرده و در نتیجه، مصرف انرژی را افزایش می‌دهد. اثر فنی به این بعد از جهانی‌سازی اشاره دارد که در نتیجه جهانی‌سازی، انتقال فناوری‌های انرژی - کارا از طریق سرمایه‌گذاری خارجی یا تجارت جهانی، اسباب افزایش کارایی انرژی و در نتیجه کاهش مصرف انرژی را فراهم می‌آورد. اثر ترکیبی به این موضوع اشاره دارد که با افزایش جهانی‌شدن و در نتیجه تقسیم کار بیشتر و تخصصی‌شدن کشورها، نتیجه این تخصصی‌شدن می‌تواند در بخش‌های بیشتر انرژی بر و یا کمتر انرژی بر اتفاق بیفتد. این موضوع نیز می‌تواند تقاضای انرژی را در طول زمان دستخوش تغییر نماید.

روشن است که در وادی نظری نمی‌توان اثر خالص جهانی‌شدن بر مصرف انرژی را پیش‌بینی نمود. نتایج مطالعات تجربی نیز اجماعی در این مورد حاصل نمی‌کند. اهمیت انرژی در اقتصاد امروز کشورهای جهان و همچنین ناگزیری فرایند جهانی‌شدن بررسی ارتباط بین مصرف انرژی و جهانی‌شدن را بااهمیت می‌نماید. به این مجموعه تردیدها، می‌بایست افزود که استگلیتز[4] (۲۰۰۲) اعتقاد دارد که تأثیرپذیری کشورهای مختلف از جهانی‌شدن، بسته به سطح توسعه متفاوت است.

---

1. Globalization
2. Economies of scale
3. Shahbaz et al. (2021)
4. Stiglitz (2002)

باتوجه‌به این نکات پژوهش حاضر باهدف بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در دو گروه کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه انجام شده است. به عبارت دقیق‌تر پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که: جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته و همچنین کشورهای درحال‌توسعه چه تأثیری دارد؟ پاسخ به این پرسش می‌تواند آینده مصرف انرژی را برای سیاست‌گذاران این کشورها تااندازه‌ای روشن‌تر سازد.

۲. ادبیات‌پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. جهانی‌شدن[1]

بین‌رشته‌ای بودن مفهوم جهانی‌شدن سبب شده است تا تدوین بخشی با عنوان مبانی نظری جهانی‌سازی کار ساده‌ای نباشد. بااین‌حال در این پژوهش سعی شده است بخش‌هایی از ادبیات نظری پیرامون مفهوم جهانی‌سازی ارائه گردد. در این زمینه ابتدا به تعریف مفهوم جهانی‌شدن پرداخته شده است و در ادامه ابعاد این مفهوم معرفی شده است و در نهایت به‌مرور نظرات برخی از اقتصاددانان در مورد مفهوم جهانی‌سازی پرداخته شده است.

الف. تعریف جهانی‌شدن

شولت (۲۰۰۷) معتقد است که «تعریف همه چیز نیست، اما همه چیز شامل تعریف است. درک جهانی‌شدن اساساً تابعی از نحوه تعریف این کلمه است». هنگامی که ادبیات موضوع برای رسیدن به تعریفی از مفهوم جهانی‌شدن مورد کنکاش قرار می‌گیرد، پدیده‌ای نسبتاً خاص پیشروی محقق قرار می‌گیرد. این پدیده وجود تعاریف بسیار زیاد و بعضاً متناقض در مورد این مفهوم آکادمیک نسبتاً جدید است. در نگاه اول به نظر می‌رسد مرور این دامنه وسیع و ناهمگن از تعاریف نتیجه‌ای جز سردرگمی برای محقق به همراه نداشته باشد؛ اما الروضان و استودمن[2] (۲۰۰۶) نیز مانند شولت پیشنهاد می‌کند که برای رسیدن به یک درک درست از مفهوم جهانی‌شدن، این تعاریف بعضاً متناقض مرور شود. الروضان و استودمن (۲۰۰۶) در مطالعه خود بیش از یک‌صد تعریف برای این مفهوم ارائه می‌نماید. برخی از تعاریف ارائه شده توسط الروضان و استودمن (۲۰۰۶) و همچنین چند تعریف جدیدتر در جدول ۱ ارائه گردیده است.

مرور همه این تعاریف قطعاً ذهنیتی از مفهوم جهانی‌سازی برای خواننده ایجاد خواهد کرد. البته با این مرور می‌توان به‌راحتی بین برخی از این تعاریف تناقض یافت. وجود این هاله مفاهیم و تعاریف پیرامون جهانی‌سازی به‌روشنی از پیچیدگی، چندبعدی و سیال بودن زمانی این مفهوم نشئت می‌گیرد. بر همین مبنا، برخی از محققین سعی نموده‌اند تا تعریفی را با مرور مجموعه‌ای از تعاریف از مفهوم جهانی‌شدن ارائه نمایند. در همین زمینه الروضان و استودمن (۲۰۰۶) پس از مرور مجموعه‌ای گسترده متشکل از ۱۱۴ تعریف جهانی‌شدن، تعریف خود از مفهوم جهانی‌شدن را به شکل «جهانی‌شدن فرایندی است که علل، مسیر و نتایج یکپارچگی فراملی (بین ملیتی) و فرا فرهنگی (بین فرهنگی) فعالیت‌های انسانی و غیرانسانی را در بر می‌گیرد.» ارائه می‌نماید.

---

۱. علیرغم اینکه برخی از پژوهش‌ها بین دو اصطلاح «جهانی‌شدن» و «جهانی‌سازی» تمایز قائل می‌شوند ولی در این پژوهش هر دو اصطلاح معادل قلمداد شده‌اند.

2. Al-Rodhan & Stoudmann (2006)

جدول ۱: تعاریف جهانی‌شدن

منبع	تعریف
امانوئل والرشتاین[1] (۱۹۷۴)	جهانی‌شدن نشان‌دهنده سیطره اقتصاد جهانی سرمایه‌داری است که با تقسیم کار جهانی گره‌خورده است.
دیوید هاروی[2] (۱۹۸۹)	فشرده‌سازی زمان و مکان.
کنیچی اومای[3] (۱۹۹۲)	جهانی‌شدن به معنای آغاز جهان بدون مرز است.
رابرت کاکس[4] (۱۹۹۴)	تبدیل دولت‌ها به آژانس‌های جهانی‌سازی جهان.
مایک فیدرستون[5] (۱۹۹۵)	فرایند جهانی‌شدن هم‌زمان دو تصویر از فرهنگ را نشان می‌دهد. تصویر اول مستلزم گسترش به بیرون از یک فرهنگ خاص تا مرز آن یعنی کره زمین است. فرهنگ‌های ناهمگون در یک فرهنگ غالب که در نهایت کل جهان را در بر می‌گیرد، ادغام و یکپارچه می‌شوند. تصویر دوم به فشرده‌سازی فرهنگ‌ها اشاره دارد. چیزهایی که قبلاً از هم جدا می‌شدند، اکنون در تماس و کنار هم قرار می‌گیرند.
هانس هنریک هلم و جرج سورنسون[6] (۱۹۹۵)	تشدید روابط اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی فرامرزی.
مارتین خور[7] (۱۹۹۵)	جهانی‌شدن چیزی است که ما در جهان سوم برای چندین قرن آن را استعمار نامیده‌ایم.
دیوید اشتینگارد و دیل فیتزگیبونز[8] (۱۹۹۵)	جهانی‌سازی به‌عنوان یک ساختار ایدئولوژیک که برای ارضای نیاز سرمایه‌داری به بازارهای جدید و منابع نیروی کار ابداع شده است و توسط «چاپلوسی و تملق» غیرانتقادی جامعه تجاری دانشگاهی بین‌المللی به‌پیش می‌رود.
دیوید هاروی (۱۹۹۶)	یک اصلاح فضایی برای سرمایه‌داری و ابزار ایدئولوژیک برای حمله به سوسیالیست‌ها.
ری کیلی و فیل مارفلیت[9] (۱۹۹۸)	دنیایی که در آن جوامع، فرهنگ‌ها، سیاست و اقتصاد به‌نوعی به هم نزدیک‌تر شده‌اند.
دیوید هلد، آنتونی مک گرو، دیوید گلد بلت و جاناتان پراتون[10] (۱۹۹۹)	گسترش، تعمیق و تسریع پیوندهای متقابل جهانی در همه جنبه‌های زندگی اجتماعی معاصر، از فرهنگی تا جنایی، مالی تا معنوی.
جان آرت شولت[11] (۲۰۰۰)	سرزمین زدایی – یا... رشد روابط «فراسرزمینی» بین مردم.
ویلیاشینی کوپان[12] (۲۰۰۱)	فرایندی از تعامل، تبادل و دگرگونی میان‌فرهنگی.
رابرت گیلپین[13] (۲۰۰۱)	یکپارچگی اقتصاد جهانی.
جین نیراج[14] (۲۰۰۱)	این چیزی نیست جز «استعمار مجدد» در لباسی جدید.
زکی لایدی[15] (۲۰۰۲)	فرایندی از تشدید روابط اجتماعی در مقیاس جهانی که منجر به گسست فزاینده بین فضا و زمان می‌شود.
امره سزمن[16] (۲۰۰۳)	جهانی‌شدن لحظه مهاجرت دسته‌جمعی، چندفرهنگی و جهان‌وطنی است.
نغمه جواد[17] (۲۰۱۴)	جهانی‌سازی به معنای حاکمیت شرکت‌های جهانی است، یعنی تصمیم‌ها درباره زندگی انسان‌ها در اتاق‌های هیئت‌مدیره شرکت‌ها در ایالات متحده، اروپا و ژاپن به‌جای جامعه محلی یا در سطح ملی اتخاذ می‌شود. به دنیای اطرافمان نگاه کنیم؛ لباس‌ها و غذاهای غربی، ادبیات غربی، سرگرمی‌های غربی، موسیقی غربی و اکنون منش و ایدئولوژی غربی امری عادی و مترادف بافرهنگ و سبک زندگی است.
ایرنه لودیجیانی[18] (۲۰۲۰)	بدیهی است که جهانی‌سازی نتیجه مستقیمی از تعدادی از سیاست‌ها و مکانیسم‌های اقتصادی است که برای گسترش تجارت آزاد پس از دوره استعمار استفاده می‌شود تا روابط وابستگی ایجاد شده در زمان استعمار را حفظ می‌کند.

منبع: الروضان و استودمن (۲۰۰۶) و نتایج تحقیق

1. Immanuel Wallerstein (1974)
2. David Harvey (1989)
3. Kenichi Ohmae (1992)
4. Robert Cox (1994)
5. Mike Featherstone (1995)
6. Hans-Henrik Holm and Georg Sorensen (1995)
7. Martin Khor (1995)
8. David Steingard and Dale Fitzgibbons (1995)
9. Ray Kiely and Phil Marfleet (1998)
10. David Held, Anthony McGrew, David Goldblatt and Jonathan Perraton (1999)
11. Jan Aart Scholte (2000)
12. Vilashini Cooppan (2001)
13. Robert Gilpin (2001)
14. Jain Neeraj (2001)
15. Zaki Laïdi (2002)
16. Imre Szeman (2003)
17. Naghmeh Javad (2014)
18. Irene Lodigiani (2020)

همچنین استگر[1] علی‌رغم ارائه تعریفی مبسوط در ویرایش نخست کتاب خود در سال ۲۰۰۳، ولی در ویرایش پنجم کتاب خود در سال ۲۰۲۰ خلاصه‌ترین تعریف از جهانی‌شدن را به‌صورت «جهانی‌شدن در مورد تشدید ارتباطات متقابل در سیاره است» ارائه می‌کند. روشن است که این تعریف به‌نحوی تبیین شده است تا ضمن پوشش ابعاد مختلف مفهوم، کمترین قضاوت ارزشی را دامن بزند؛ بنابراین در پژوهش حاضر نیز به این تعریف بسنده شده و در ادامه سعی خواهد شد تا ابعاد مخالف مفهوم جهانی‌شدن را مرور شود.

ب. ابعاد مختلف جهانی‌شدن

یکی از دلایل گستردگی و ابهام موجود در بحث جهانی‌شدن چندبعدی بودن این مفهوم است. ابعاد مختلف آن نتیجه فراگیری اثرات این فرایند و نیز پرداختن محققین از رشته‌های مختلف دانشگاهی به این اثرات است. اگرچه این ابعاد مستقل از یکدیگر نیستند؛ ولی بررسی ادبیات نشان می‌دهد که بررسی‌های اقتصاددانان از تأثیر جهانی شدن بر متغیرهای اقتصادی منجر به مباحثی شده است که در ذیل عنوان بعد اقتصادی جهانی‌شدن از آن یاد می‌شود. همین رویه در مورد ابعاد اجتماعی[2]، سیاسی[3]، فرهنگی[4] و دیگر حوزه‌های علوم دانشگاهی صادق است. با همین نگرش در ادامه سعی خواهد شد به ابعاد اقتصادی، سیاسی، فرهنگی جهانی‌شدن پرداخته شود.

ریتزر و دین[5] (۲۰۱۵) بعد اقتصادی جهانی‌شدن را این‌گونه شرح می‌دهند: تجارت جهانی از طریق شبکه‌های اقتصادی مختلف مانند زنجیره‌های تأمین، شبکه‌های تولید بین‌المللی، زنجیره‌های کالای جهانی و مهم‌تر از همه زنجیره‌های ارزش جهانی انجام می‌شود. در اقتصادی جهانی، اقتصادهای ملی از طریق بازارهای مالی به‌شدت به هم مرتبط هستند. نوسانات چرخه‌ای در یک کشور بر بسیاری از کشورهای دیگر تأثیر خواهد گذاشت. در این چارچوب جریان‌های اقتصادی جهانی همچنین شامل حرکت شرکت‌ها، افراد و ایده‌ها در مرزهای جغرافیایی و مجازی است. جریان کالاها و خدمات مصرفی به‌شدت تسریع شده است و مصرف و بدهی بیش از حد مفاهیم مهم در این محیط هستند. استگر (۲۰۰۳) جهانی‌شدن اقتصادی را مشتمل بر مباحثی از جمله ظهور نظم اقتصادی جهانی جدید، بین‌المللی شدن تجارت و تأمین مالی جهانی، قدرت‌گرفتن شرکت‌های فراملیتی و نقش فزاینده نهادهای بین‌المللی می‌داند. وی معتقد است که جهانی‌سازی اقتصادی معاصر را می‌توان با ظهور تدریجی نظم اقتصادی بین‌المللی جدید که در کنفرانس اقتصادی برتون وودز[6] پایه‌گذاری شد، ردیابی کرد.

جهانی‌شدن فرهنگی به تشدید و گسترش جریان‌های فرهنگی در سراسر جهان اشاره دارد. محققین این حوزه معتقدند که مبادلات تمدنی بسیار قدیمی‌تر از مدرنیته است. بااین‌حال، حجم و گستره انتقال‌های فرهنگی در قرن بیست و یکم بسیار بیشتر از زمان‌های قبل بوده است. با استفاده از رسانه‌های اجتماعی دیجیتال و دستگاه‌های دیجیتال موبایل در حال گسترش مفاهیمی مانند فردگرایی، مصرف‌گرایی، و گفتمان‌های مذهبی مختلف آزادانه‌تر و گسترده‌تر از همیشه در گردش هستند.

---

1. Steger (2003)
2. Social
3. Political
4. Cultural
5. Ritzer & Dean (2015)
6. Bretton-Woods Conference

جهانی‌شدن سیاسی به تشدید و گسترش روابط متقابل سیاسی در سراسر جهان اشاره دارد. این فرایندها مجموعه مهمی از مسائل سیاسی مربوط به اصل حاکمیت دولت، تأثیر فزاینده سازمان‌های بین‌دولتی، چشم‌انداز آینده برای حکومت منطقه‌ای و جهانی و جریان‌های مهاجرت جهانی را مطرح می‌کند. بدیهی است که این مضامین به تحول ترتیبات سیاسی فراتر از چارچوب دولت - ملت پاسخ می‌دهند و بنابراین زمینه مفهومی و نهادی جدیدی را مطرح می‌نمایند (Steger, 2020). در این حوزه چنین بحث می‌شود که جهانی‌شدن می‌تواند باعث پایان‌بخشیدن تمایز میان حوزه داخلی و خارجی شود. حتی برخی تا آنجا پیش رفته‌اند که از ظهور یک "جامعه جهانی" صحبت می‌کنند (پیری و میرزایی، ۱۳۹۶). در واقع جهانی‌شدن سیاسی شامل تغییر سازمان سیاسی جوامع از سطح ملی به سطح فراملی است. بر اساس این دیدگاه در فرایند جهانی‌شدن، فشارهای درونی و بیرونی موجب تضعیف حکومت‌های ملی خواهند شد.

ج. تئوری‌های اقتصادی جهانی‌شدن

مرور منابع موجود نشان می‌دهد که ابداع و استفاده از اصطلاح جهانی‌شدن و مفاهیم مرتبط اختصاص به نیمه دوم قرن بیستم دارد. در همین زمینه شولت (۲۰۰۷) با استناد به سایر منابع بیان می‌کند که فعل «جوانی‌کردن» در دهه ۱۹۴۰ همراه با اصطلاح «جهانی‌گرایی» ظاهر شد و واژه «جهانی‌شدن» به‌عنوان یک فرایند، اولین‌بار در سال ۱۹۵۹ در زبان انگلیسی ظاهر شد و دو سال بعد وارد فرهنگ لغت شد. باتوجه‌به این موضوع روشن است که نمی‌توان مفهوم امروزی جهانی‌شدن را در تئوری‌های قدیمی‌تر اقتصادی یافت. اما این بدان معنی نیست که موضوعات مرتبط با جهانی‌شدن نیز خالی از پشتوانه نظری در ادبیات اقتصاد است. با همین نگرش در این بخش سعی خواهد شد تا برخی دیدگاه‌های مهم اقتصاددانان برجسته که مرتبط با موضوع و مفهوم جهانی‌شدن است پرداخته شود.

با مرور اندیشه‌های آدام اسمیت[1] (۱۷۷۶) می‌توان مدعی شد که وی به جهانی‌شدن اقتصادی پرداخته است. او هم گسترش جغرافیایی بازارها و هم بهبود حمل‌ونقل را پیش‌نیاز تقسیم کار می‌داند. آدام اسمیت یکی از حامیان اصلی تجارت آزاد و رقابت بین کشورها است و معتقد است تنها از طریق انتقال مازادها به بازارهای خارجی می‌توان تقسیم کار مولد ثروت را رونق داد. اولین بررسی نظری منسجم از پدیده تجارت بین‌الملل به دیوید هیوم[2] و کتاب «در مورد تراز تجاری» (۱۷۵۲) نسبت داده می‌شود. اولین توضیح عمده در مورد اینکه چرا تجارت آزاد اتفاق می‌افتد و چرا باید اتفاق بیفتد توسط دیوید ریکاردو[3] ارائه شد.

مارکس[4] در مانیفست کمونیست خود در سال ۱۸۴۸ ویژگی‌های اساسی فرایند جهانی‌شدن را پیش‌بینی کرد. نیاز به بازاری دائماً در حال گسترش برای محصولاتش، بورژوازی[5] را در سراسر جهان تعقیب می‌کند. او باید همه‌جا لانه کند، همه‌جا مستقر شود، همه‌جا ارتباط برقرار کند. بورژوازی از طریق استثمار بازار جهانی، به تولید و مصرف در هر کشوری خصلت جهان‌وطنی بخشیده است. صنایعی که محصولات آنها نه‌تنها در خانه، بلکه در

1. Adam Smith (1776)
2, David Hume
3. David Ricardo
4. Marx
5. Bourgeoisie

هر جایی از جهان مصرف می‌شود. به‌جای خواسته‌های قدیمی که با تولیدات کشور ارضا می‌شدند، خواسته‌های جدیدی پیدا شده که ارضای آنها محصولات سرزمین‌ها و اقلیم‌های دور را می‌طلبد. به‌جای استقلال و خودکفایی سنتی محلی و ملی، ما با هر سمتی دادوستد داریم، یعنی وابستگی متقابل جهانی ملت‌ها. در مورد تولیدات فکری نیز مانند مواد تولیدی همین وضعیت وجود دارد. خلاقیت‌های فکری ملت‌ها به مالکیت مشترک تبدیل می‌شود. یک‌جانبه‌گرایی و تنگ‌نظری ملی بیش‌ازپیش غیرممکن می‌شود و از میان ادبیات متعدد ملی و محلی، ادبیات جهانی به وجود می‌آید (Marx & Engel, 1847).

جان مینارد کینز[1] که در ابتدا از مزایای تجارت آزاد حمایت می‌کرد، در نظریه عمومی دیدگاه خود را تغییر داد و برای مداخلات دولت در جهت تثبیت اقتصاد و به‌دست‌آوردن تراز تجاری مثبت استدلال کرد. در سیر اندیشه‌های اقتصادی یکی از نقدهای اساسی به جهانی‌سازی، از سوی جوزف استیگلیتز[2] (۲۰۰۲)، برنده جایزه نوبل ۲۰۰۱ مطرح شده است. از نگاه وی جهانی‌سازی می‌تواند نیروی خیری باشد که به طور بالقوه برای همه جهان و به‌ویژه تنگدستان آن منشأ برکت است. لیکن برای این که چنین خیری واقع شود، شیوه کنونی جهانی‌سازی باید از اساس مورد بازنگری قرار گیرد.

دنی رودریک[3] (۲۰۰۷) در کتاب "یک اقتصاد: تجویزهای بسیار" بیان می‌کند که جهانی‌شدن از یک سو سبب گسترش بازارهای صادراتی در مقیاس جهانی شده و از این مجرا فرصت تقسیم کار و ایجاد تخصص در تولید بر اساس مزیت‌های نسبی را فراهم می‌آورد. ازسوی‌دیگر، جهانی‌شدن توانایی دولت ملت‌ها برای برقراری و استقرار نهادهای تنظیمی و بازتوزیعی را تضعیف می‌نماید. وی معتقد است که مدیریت اقتصاد کلان نیز پس از جهانی‌شدن دشوارتر خواهد شد.

۲-۱-۲. مصرف انرژی

انرژی منبع کلیدی رشد اقتصادی است؛ زیرا بسیاری از فعالیت‌های تولیدی، انرژی را به‌عنوان یک نهاده اساسی در فرایند تولید مورداستفاده قرار می‌دهند. استفاده از انرژی باعث بهره‌وری اقتصادی و رشد صنعتی می‌شود و در عملکرد هر اقتصاد مدرن نقش اساسی دارد (Zahid, 2007). بارنی و فرانزی[4] (۲۰۰۲) استدلال می‌کنند که انرژی مسئول حداقل نیمی از رشد صنعتی در اقتصاد مدرن است درحالی‌که کمتر از یک‌دهم هزینه تولید را تشکیل می‌دهد.

افزایش قیمت نفت در سال‌های ۱۹۷۳-۱۹۷۴ اهمیت انرژی در توسعه اقتصادی کشورها را برجسته کرد. از آن زمان، محققان، دانشگاهیان و سیاست‌گذاران علاقه شدیدی به مطالعات انرژی نشان دادند و امروزه اقتصاد انرژی به‌عنوان یک شاخه شناخته شده ظاهر شده است. در ادبیات اقتصاد این امکان وجود دارد که بین مصرف انرژی و تقاضای انرژی تفاوت‌هایی قائل شد؛ اما علی‌رغم این تفاوت‌ها؛ در این پژوهش نیز مانند بسیاری از کتب اقتصاد انرژی هر دو مفهوم تقاضا و مصرف، به‌جای یکدیگر استفاده خواهند شد (Bhattacharyya , 2019).

---

1. John Maynard Keynes
2. Joseph Stiglitz (2002)
3. Dani Rodrik (2007)
4. Barney & Franzi (2002)

به‌طورکلی انرژی توسط دو کارگزار اصلی مدل‌های معمول اقتصادی، یعنی خانوارها و بنگاه‌ها مصرف می‌شود. هنگامی که انرژی توسط خانوار مصرف می‌شود این مصرف یک مصرف نهایی قلمداد می‌شود. از طرفی هنگامی که انرژی توسط بنگاه‌ها مصرف می‌شود، انرژی نقش یک نهاده تولید را ایفا می‌نماید و مصرف آن یک مصرف واسطه‌ای قلمداد می‌گردد. در ادامه به طور بسیار خلاصه به این دو نوع مصرف خواهیم پرداخت.

مبنای اقتصاد خرد برای تقاضای انرژی مصرف‌کننده بر اصل حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کنندگان متکی است. این مسئله با این فرض شروع می‌شود که مصرف‌کنندگان با چالش انتخاب سبد کالای ترجیحی از طیف وسیعی از کالاهای مصرفی ممکن روبرو هستند. آنها تمایل نسبی خود به سبدهای مصرفی را از طریق مجموعه‌های ترجیحات مشخص می‌کنند و فرض بر این است که آن‌ها ترجیحات خود را به طور برون‌زا می‌دانند. این دانش ترجیحات می‌تواند برای انتخاب استفاده شود. تحمیل قید بودجه بر این بهینه‌یابی، تابع تقاضای هر کالا از جمله انرژی را نتیجه می‌دهد.

در مورد تولیدکنندگان، از نظریه تولیدکننده برای تعیین تقاضا برای عوامل تولید استفاده می‌شود. حداکثرسازی نامقید سود، حداقل‌سازی هزینه مشروط به سطح معینی از ستاده و یا حداکثرسازی تولید مقید به سطح معلومی از هزینه برخی از موقعیت‌های است که ممکن است تولیدکننده برای یافتن ترکیب بهینه متغیرهای تصمیم (ستاده یا نهاده) با آن مواجه باشد. نتیجه این بهینه‌یابی می‌تواند تابع تقاضای عامل تولید (مانند انرژی) باشد که به طور معمول تابعی از قیمت نهاده‌ها و قیمت و مقدار ستاده باشد. با این مرور می‌توان مدعی شد که تمام عواملی که به‌نوعی بر رفتار مصرفی خانوار و یا الگوی تولید بنگاه‌ها تأثیر دارند به طور بالقوه این قابلیت را دارند تا بر مصرف کلی انرژی در یک کشور تأثیر بگذارند. اهم این عوامل شامل قیمت انرژی، قیمت کالاهای جایگزین، درآمد مصرف‌کنندگان، سطح تکنولوژی، انتظارات و سلایق هستند. روشن است که همه این متغیرها خود می‌توانند معلول متغیرهای دیگری باشند. این موضوع پیچیدگی مصرف انرژی را افزایش می‌دهد.

۲-۱-۳. ارتباط جهانی‌سازی و مصرف انرژی

با استناد به ریتزر و همکاران (۲۰۰۱) جهانی‌شدن از مسیرهای متفاوتی می‌تواند مصرف را تحت‌تأثیر قرار دهد که برخی از عمده‌ترین این مسیرها شامل افزایش تعداد کالاها و خدمات، تغییر سلایق مصرف‌کنندگان، تغییر فرایندهای مصرف و همچنین تغییر مکان‌های مصرف است که در ادامه به آن‌ها اشاره خواهد شد.

جهانی‌شدن تعداد کالاها و خدمات مصرفی را افزایش داده است. ریتزر و دین (۲۰۱۵) کالاهای جدیدی چون انواع وسایل و خدمات دیجیتال، خوراکی‌ها و نوشیدنی‌های شناخته شده بین‌المللی به‌تدریج جای خود را در سبد مصرفی خانوارهای محلی پیدا می‌نمایند. جهانی‌شدن علاوه بر تعداد کالاهای مصرفی بر سوءمصرف‌کنندگان نیز تأثیر داشته است. ریتزر و دین (۲۰۱۵) در این باره می‌گویند که: طی فرایند جهانی‌شدن تعداد فزاینده‌ای از مردم در سراسر جهان زمان بیشتری را به‌عنوان مصرف‌کننده سپری می‌کنند. درگذشته این وضعیت بسیار متفاوت بود؛ زیرا بیشتر مردم بیشتر وقت خود را به‌عنوان تولیدکننده می‌گذراندند؛ بنابراین، یک فرهنگ مصرف جهانی پدیدآمده است.

همچنین در نتیجه جهانی‌شدن فرایندهای مصرف نیز دچار تغییر شده‌اند. امروزه تعداد فزاینده‌ای از مردم می‌دانند که از آنها به‌عنوان مصرف‌کننده چه انتظاری می‌رود. آنها به‌طورکلی می‌دانند که در هر کجای دنیا که هستند در فرایند مصرف چه کنند. این شامل دانستن نحوه کار در یک مرکز خرید، استفاده از کارت اعتباری یا خرید آنلاین است. مکان‌های مصرف آمریکایی و غربی، مراکز خرید، رستوران‌های فست‌فود، فروشگاه‌های زنجیره‌ای لباس، فروشگاه‌های دارای تخفیف، تم پارک‌ها و سایت‌های اینترنتی در بسیاری از نقاط جهان گسترش‌یافته است. روشن است که تأثیراتی به این گستردگی توان تغییرات اساسی در مصرف انواع کالاها را دارد. انرژی نیز از این موضوع مستثنی نیست و با استناد به توضیحات فوق می‌توان مدعی شد که مصرف انرژی نیز از فرایند جهانی‌شدن تأثیر می‌پذیرد.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

بازوندی و همکاران (۱۳۹۴) بیان می‌کنند که در فرایند جهانی‌شدن مصرف‌گرایی از سه طریق تقویت می‌شود، نخست: بیشتر کالاهای مصرفی اصلی را محصولات فراجهانی تشکیل می‌دهند، دوم: بسیاری از ابزارهای تحقق میل به مصرف‌گرایی به طور مستقیم از تکنولوژی‌های جهانی‌شدن پدید آمده‌اند و سوم: شرایط جهانی، نقش‌محوری را در ایجاد تمایلات لذت‌گرایانه داشته‌اند که اساس رشد مصرف‌گرایی شده‌اند.

پایتختی اسکویی و طبقچی اکبری (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای بیان می‌کنند که حرکت کشورهای درحال‌توسعه به سمت ایجاد فضای باز اقتصادی و ادغام در اقتصاد جهانی نتایج مختلفی را در بردارد. یکی از مهم‌ترین این تغییرات، در حوزه انرژی است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که شاخص ترکیبی جهانی‌شدن تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر دارد.

عاشوری و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از روش میانگین‌گیری بیزی به بررسی عوامل مؤثر بر شدت انرژی در استان‌های ایران پرداخته‌اند. در این پژوهش از بین یک مجموعه گسترده متغیرهای توضیحی، متغیرهایی چون درآمد سرانه، سهم بخش خدمات، نسبت صادرات به تولید، سهم نفت از مصرف انرژی، قیمت انرژی و نرخ رشد جمعیت به‌عنوان تعیین - کننده‌های قوی شدت مصرف انرژی در استان‌های ایران شناسایی شده‌اند.

درویشی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای نشان می‌دهند که جهانی‌شدن بدون توجه به کاهش یا افزایش رشد اقتصادی سبب افزایش مصرف انرژی و تخریب محیط‌زیست می‌شود.

شامحمدی سه چکی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای اقدام به‌تصریح رگرسیونی برای توضیح رفتار مصرف انرژی در کشورهای عضو اپک نموده‌اند. متغیرهای توضیحی به‌کارگرفته‌شده در این پژوهش شامل توسعه مالی، تولیدی ناخالص داخلی، شاخص قیمت انرژی و جمعیت بوده است. نتایج این پژوهش حاکی از اثر معنی‌دار تولید، جمعیت و توسعه مالی بر مصرف انرژی دارد.

زروکی و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از برآورد الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده طی دوره ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۶ برای ایران نشان می‌دهد که شاخص جهانی‌شدن دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران است.

ساموئل و همکاران (۲۰۱۳)[1] در مطالعه‌ای اقدام به‌مرور مجموعه‌ای گسترده از مطالعات تجربی باهدف شناسایی تعیین‌کننده‌های مصرف انرژی پرداخته‌اند. این مقاله بر اساس داده‌های ثانویه درمی‌یابد که متغیرهایی مانند سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی، قیمت واقعی برق، قیمت سایر جایگزین‌ها، جمعیت، دمای هوا، متغیرهای توسعه مالی (متغیرهای بانکی و متغیرهای سهام)؛ حجم سرمایه؛ توسعه صنعتی و شاخص کارایی متغیرهای مؤثر بر تقاضای انرژی هستند.

کورتز و مانول (۲۰۱۴)[2] معتقدند که دانشمندان علوم اجتماعی عمدتاً پیامدهای جهانی‌شدن که می‌تواند یک بحران انرژی باشد را نادیده می‌گیرند. آن‌ها معتقدند سه عامل سبب ایجاد بحران انرژی در آینده پیشرو و بنابراین عدم تحقق کامل جهان جهانی شده خواهد شد. این سه عامل شامل شکستن مرزهای انرژی، اوج تقاضا و کاهش ذخایر انرژی و رشد جمعیت است. آن‌ها معتقدند که سوخت‌های فسیلی روبه‌اتمام است و منابع انرژی جایگزین به‌اندازه کافی در دسترس نیستند.

مهرآرا و همکاران (۲۰۱۵)[3] در مطالعه‌ای بیان می‌کنند که مدل‌های تجربی مصرف انرژی با مشکلات عدم قطعیت مدل در مورد انتخاب متغیرهای توضیحی و مشخصات مدل مواجه هستند و تصریح یک تابع برای مصرف انرژی امری دشوار است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ثبات سیاسی، کارایی دولت، نسبت شهرنشینی و سرمایه انسانی قوی‌ترین تعیین‌کننده‌های مصرف انرژی هستند و در سطح دوم تأثیر متغیرهایی چون کیفیت تنظیم‌گری، انتشار دی‌اکسیدکربن، و پتانسیل بهره - برداری از منابع تجدیدپذیر قرار دارند.

شهباز و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین جهانی‌شدن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای یک مجموعه متشکل از ۲۵ کشور توسعه‌یافته پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل رگرسیونی و علیت پنل در این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه هم‌جمعی بین جهانی‌شدن و مصرف انرژی در ۲۵ کشور توسعه‌یافته وجود دارد.

ایهناچو (۲۰۱۸)[4] یک علیت دوطرفه بین مصرف انرژی و شاخص جهانی‌شدن را یافته است.

شهباز و همکاران (۲۰۱۸) در مورد دو کشور هلند و ایرلند دریافته‌اند که جهانی‌شدن با مصرف انرژی در بلندمدت برای دو کشور همبستگی مثبت دارد.

هوانگ و همکاران (۲۰۲۰)[5] در مورد ۹۸ کشور به یک رابطه غیرخطی U شکل بین مصرف انرژی و جهانی‌شدن دست یافته‌اند. به این معنی که مصرف انرژی تا یک سطح آستانه‌ای از جهانی‌شدن افزایش می‌یابد و سپس کاهش می‌یابد.

یاووز و همکاران (۲۰۲۲)[6] در مطالعه‌ای با بررسی مجموعه‌ای نه‌گانه از کشورها، دریافته‌اند که افزایش جهانی‌شدن باعث افزایش مصرف انرژی می‌شود.

---

1. Samuel et al. (2013)
2. Kurtz & Manuel (2014)
3. Mehrara et al. (2015)
4. Iheanacho (2018)
5. Huang et al. (2020)
6. Yavuz et al. (2022)

ژانگ و همکاران (۲۰۲۲)[1] اشاره می‌کنند که جهانی‌شدن فناوری‌ها را در کشورهای مختلف بهبود بخشیده است و فناوری‌های پیشرفته‌تری را می‌توان در تولید و مصرف انرژی به کاربرد که این موضوع سبب بهبود بهره‌وری انرژی، کاهش تقاضا و هزینه‌های بهره‌برداری انرژی و دستیابی به اهداف صرفه‌جویی انرژی و کاهش انتشار آلودگی می‌شود.

اوزکان و همکاران (۲۰۲۲)[2] در پژوهشی بامطالعه کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD)[3]، دریافته‌اند که رشد اقتصادی، شهرنشینی، توسعه مالی و جهانی‌سازی دارای تأثیر مثبت بر مصرف انرژی هستند.

آکادیری و همکاران (۲۰۲۲)[4] در مطالعه‌ای باهدف بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی و افت کیفیت محیط‌زیست در نیجریه تابعی با حضور متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص جهانی‌شدن، نرخ شهرنشینی برآورد نموده‌اند. نتایج برآورد مدل فوق نشان می‌دهد که تمام متغیرهای موجود در مدل دارای تأثیر مثبت بر متغیر وابسته هستند.

ژانگ و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای برای اقتصادهای نوظهور آسیایی طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۲۰ با استفاده از روش (CS-ARDL)[5]نشان می‌دهند که رشد اقتصادی و ابعاد مختلف جهانی‌سازی (اقتصادی، سیاسی و اجتماعی) دارای تأثیر مثبت بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در بلندمدت هستند.

۲-۳. جمع‌بندی ادبیات و نوآوری پژوهش

به لحاظ موضوعی کنکاش در بحث تأثیرپذیری متفاوت کشورهای توسعه‌یافته از کشورهای درحال‌توسعه از فرایند جهانی‌شدن در مقوله مصرف انرژی نوآوری تحقیق حاضر محسوب می‌گردد. محققین مطالعه‌ای که با این نگرش به بررسی ابعاد جهانی‌سازی پرداخته باشد در مطالعات داخلی و خارجی نیافتند. به‌عبارت‌دیگر به نظر می‌رسد بحث تأثیرپذیری متفاوت کشورها از جهانی‌سازی باتوجه‌به سطوح توسعه اولیه کشورها که برای اولین‌بار توسط استیگلیتز (۲۰۰۲) مطرح شده است تاکنون در حوزه مصرف انرژی مورد بررسی قرار نگرفته است. این پژوهش سعی نموده است تا این خلأ تحقیقاتی را پر نماید.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. معرفی مدل و داده‌های مورد استفاده

همان‌طور که مرور مطالعات گذشته نشان داد اجماعی بر نحوه تصریح تابع مصرف انرژی در ادبیات موضوع وجود ندارد. از طرفی هم ارزی مصرف و تقاضا در مباحث اقتصاد انرژی که در بخش‌های قبلی مورد اشاره قرار گرفت الزام بر پوشش متغیرهای نماینده قیمت انرژی و درآمد مصرف‌کنندگان انرژی را مطرح می‌نماید. باتوجه‌به این

1. Zhang et al. (2022)
2. Ozcan et al. (2022)
3. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
4. Akadiri et al. (2022)
5. Cross-sectional autoregressive distributed lag (CS-ARDL)

الزام و مرور مطالعات گذشته و همچنین توجه به اطلاعات موجود و هدف پژوهش رگرسیونی که در این تحقیق مورد استفاده قرار خواهد گرفته به شرح زیر تصریح شده است:

$$LECON_{it} = \alpha_i + \delta\, LGDPPER_{it} + \theta\, LUR_{it} + \vartheta\, LKOF_{it} + \pi\, FD_{it} + \gamma LEIP_{it} + u_{it} \qquad (۱)$$

که در رابطه (۱)، (i) نماد مقطع عرضی یا کشورها است، (t) نماد زمان است، (L) نماد لگاریتمی بودن متغیرهاست. در این معادله $(LECON_{it})$ متغیر نماینده مصرف انرژی، $(LGDPPER_{it})$ تولید ناخالص داخلی سرانه، (LUR_{it}) نرخ شهرنشینی، $(LKOF_{it})$ شاخص جهانی‌شدن، (FD_{it}) شاخص توسعه مالی و $(LEIP_{it})$ نماینده قیمت انرژی است. در ادامه سعی خواهد شد تا جزئیات دقیقی از متغیرها و منابع آماری آن‌ها ارائه گردد.

۳-۱-۱. مصرف انرژی (LECON)

بررسی و جستجو در پایگاه‌های اطلاعاتی مختلف نشان داد که یافتن یک مجموعه گسترده از اطلاعات و آمار مصرف انرژی برای کشورهای مختلف دشوار است. بااین‌حال اطلاعات مصرف انرژی مورداستفاده در پژوهش حاضر از اداره اطلاعات انرژی آمریکا (EIA)[1] به‌دست‌آمده است. این متغیر دربرگیرنده مجموع مصرف انرژی‌های اولیه شامل زغال‌سنگ، گاز طبیعی، نفت و دیگر مایعات، هسته‌ای و تجدیدپذیر و غیره است. واحد خام این اطلاعات کواد بی‌تی‌یو (Quad BTU) است که با تبدیل آن به میلیون بی تی یو و سپس سرانه نمودن آن نسبت به جمعیت، مقیاس اطلاعات اصلاح شده است. مرور اطلاعات نهایی مربوط به سال ۲۰۲۱ نشان می‌دهد که در گروه کشورهای توسعه‌یافته ایسلند پرمصرف‌ترین و جمهوری چک کم‌مصرف‌ترین کشور هستند و در گروه کشورهای درحال توسعه قطر و آنگولا پرمصرف‌ترین و کم‌مصرف‌ترین کشور هستند. شایان‌ذکر است که در همین سال ایران رتبه ۱۵ را در بین ۱۱۵ کشور درحال‌توسعه مورد بررسی در زمینه مصرف انرژی سرانه به خود اختصاص داده است.

۳-۱-۲. جهانی‌شدن (LKOF)

عمده مطالعاتی که در سال‌های اخیر به بررسی تجربی جهانی‌شدن پرداخته‌اند از شاخص (KOF)[2] استفاده نموده‌اند. در مطالعه حاضر نیز از این شاخص استفاده شده است. شاخص جهانی‌شدن KOF، یک شاخص ترکیبی است که جهانی‌شدن را برای هر کشور در جهان در بعد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی اندازه‌گیری می‌کند. نسخه اولیه این شاخص در سال ۲۰۰۶ توسط درهر[3] معرفی شد و در ادامه در سال ۲۰۰۸ توسط درهر و همکاران (۲۰۰۸) به‌روزرسانی شده است. نسخه دوم این شاخص دو بعد رسمی و غیررسمی را مورد پوشش قرار داده است.

در حال حاضر شاخص جهانی‌سازی KOF به‌صورت سالانه از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۲۰ محاسبه شده و از طریق سایت مؤسسه اقتصادیKOF سوئیس در دسترس است. جزئیات محاسبه این شاخص در جدول ۲ ارائه شده است (حبیبی و همکاران ۱۴۰۲). نکته‌ی مهمی که در مورد شاخص جهانی‌شدن باید ذکر کرد این است که وجود متغیرهایی چون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و متغیرهای نماینده آزادی تجاری در محاسبه این شاخص سبب شد که در این پژوهش این متغیرها در زمره متغیرهای مستقل توضیحی مصرف انرژی قرار نگیرند.

---

1. U.S. Energy Information Administration (EIA)
2. KOF Index of Globalization
3. Dreher

جدول ۲: ساختار، متغیرها و وزن‌های محاسبه شاخص جهانی‌شدن در سال ۲۰۲۲

شاخص غیررسمی جهانی‌شدن	وزن‌ها	شاخص رسمی جهانی‌شدن	وزن‌ها
جهانی‌شدن اقتصادی، غیررسمی	۳۳/۳	جهانی‌شدن اقتصادی، رسمی	۳۳/۳
جهانی‌شدن تجاری غیررسمی	۵۰/۰	جهانی‌شدن تجاری رسمی	۵۰/۰
تجارت کالاها	۳۸/۱	تنظیم تجارت	۲۷/۹
تجارت خدمات	۴۲/۶	مالیات‌های تجاری	۲۸/۱
تنوع شرکای تجاری	۱۹/۳	تعرفه‌ها	۲۶/۴
		توافقات تجاری	۱۷/۵
جهانی‌شدن مالی غیررسمی	۵۰/۰	جهانی‌شدن مالی رسمی	۵۰/۰
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۲۶/۳	محدودیت‌های سرمایه‌گذاری	۲۶/۳
سرمایه‌گذاری در پرتفولیوی جهانی	۱۶/۵	باز بودن حساب سرمایه	۱۶/۵
بدهی بین‌المللی	۲۹	توافقات سرمایه‌گذاری بین‌المللی	۲۹
ذخایر بین‌المللی	۰/۸		
پرداخت‌های درآمدی بین‌المللی	۲۷/۵		
جهانی‌شدن اجتماعی، غیررسمی	۳۳/۳	جهانی‌شدن اجتماعی، رسمی	۳۳/۳
جهانی‌شدن بین شخصی، غیررسمی	۳۳/۳	جهانی‌شدن بین شخصی، رسمی	۳۳/۳
ترافیک بین‌المللی تلفنی	۲۰/۷	مشترکین تلفن	۳۸/۷
انتقالات	۲۲/۲	آزادی ملاقات	۳۲/۷
توریسم بین‌الملل	۲۱/۲	فرودگاه‌های بین‌المللی	۲۸/۶
دانشجوی بین‌الملل	۱۸/۷		
مهاجرت	۱۷/۲		
جهانی‌شدن اطلاعاتی، غیررسمی	۳۳/۳	جهانی‌شدن اطلاعاتی، رسمی	۳۳/۳
پهنای باند اینترنت مورداستفاده	۴۰/۸	دسترسی به تلویزیون	۳۸/۱
حق ثبت اختراعات بین‌المللی	۳۰/۱	دسترسی به اینترنت	۴۳/۵
صادرات فناوری‌های پیشرفته	۲۹/۱	آزادی مطبوعات	۱۸/۴
جهانی‌شدن فرهنگی، غیررسمی	۳۳/۳	جهانی‌شدن فرهنگی، رسمی	۳۳/۳
تجارت کالاهای فرهنگی	۲۷/۴	برابری جنسیتی	۲۲/۲
تجارت خدمات شخصی	۲۴/۶	سرمایه انسانی	۴۱/۷
علائم تجاری بین‌المللی	۳	آزادی‌های مدنی	۳۶/۲
رستوران‌های مک‌دونالد	۲۴/۴		
فروشگاه‌های ایکیا	۲۰/۶		
جهانی‌شدن سیاسی، غیررسمی	۳۳/۳	جهانی‌شدن سیاسی، رسمی	۳۳/۳
سفارتخانه‌ها	۳۷/۲	نهادهای بین‌المللی	۳۶/۵
مأموریت‌های حفظ صلح سازمان ملل	۲۴/۶	معاهدات بین‌المللی	۳۲/۶
سازمان‌های غیردولتی بین‌المللی	۳۸/۲	تنوع هم‌پیمانان	۳۰/۹

منبع: سایت مؤسسه اقتصادی KOF سوئیس (www.kof.ethz.ch)

مرور اطلاعات نتایج محاسبه شاخص جهانی‌شدن و زیر شاخص‌های آن در سال ۲۰۲۰ (که در سال ۲۰۲۲ منتشر شده است) نشان می‌دهد جهانی‌ترین کشور دنیا از منظر شاخص KOF در حال حاضر سوئیس است و اریتره کمترین امتیاز را در بین کشورهای جهان به خود اختصاص داده است. این اطلاعات همچنین نشان می‌دهد که ایران در لیست ۲۰۸ کشور مورد بررسی توسط این مؤسسه، رتبه ۱۲۸ را به خود اختصاص داده است.

۳-۱-۳. تولید ناخالص داخلی (LGDPPER)

همان‌طور که در بخش مبانی نظری مرتبط با مصرف انرژی مشاهده شد تعبیه متغیری که نماینده درآمد خانوار و یا تولید بنگاه‌ها در رگرسیون مصرف انرژی باشد ضروری است. در این پژوهش از متغیر تولید ناخالص داخلی[1] سرانه به قیمت ثابت برای این منظور استفاده شده است. منبع آماری اطلاعات این متغیر آنکتاد[2] است و اطلاعات به دلار ثابت آمریکا در سال ۲۰۱۵ اندازه‌گیری شده‌اند.

۳-۱-۴. قیمت انرژی (LEIP)

قیمت یکی از عوامل تعیین‌کننده تقاضا برای کالاها و نهاده‌ها است. برای درنظرگرفتن اثر این متغیر مهم و تئوریک، می‌بایست نماینده قیمت انرژی نیز در بین متغیرهای توضیحی جای بگیرد. مشکل اصلی پیرامون ورود این متغیر عدم وجود داده‌های منسجم و پیوسته قیمت انواع انرژی خصوصاً در مورد کشورهای درحال‌توسعه است. به همین خاطر از میان شاخص‌های قیمت منتشر شده توسط صندوق بین‌المللی پول[3] برای جهان، شاخص قیمت انرژی که شاخصی از قیمت‌های نفت خام، گاز طبیعی، زغال‌سنگ و پروپان با سال پایه ۲۰۱۶ است اتخاذ شده است. نکته مهمی که می‌بایست به آن توجه نمود که اطلاعات تمام شاخص‌های قیمت انرژی، متعلق به شاخص جهانی است و اختصاص به یک کشور خاص ندارد.

۳-۱-۵. توسعه مالی (LFD)

با مرور مطالعات پیشین روشن شد که یکی از متغیرهای پرکاربرد برای توضیح رفتار متغیر مصرف انرژی، متغیر توسعه مالی[4] است. مطالعاتی چون ساموئل و همکاران (۲۰۱۳)، مهرآرا و همکاران (۲۰۱۵) و ایهناچو (۲۰۱۸) مطالعاتی بودند که از این متغیر در توضیح رفتار مصرف انرژی استفاده نموده بودند. در همین زمینه اسدی و همکاران (۱۳۹۸) بیان نموده‌اند که توسعه مالی می‌تواند دو اثر متضاد داشته باشد. از یک سو می‌تواند با تأثیر بر رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف انرژی شود و ازسوی‌دیگر با بهبود کارایی در مصرف انرژی می‌تواند سبب کاهش تقاضای انرژی شود. در این تحقیق همچنین بیان می‌شود که توسعه مالی می‌تواند بیانگر توان جذب سرمایه خارجی باشد که این خود سبب بهبود وضعیت تحقیق‌وتوسعه می‌شود. این امر به نوبه خود می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد و ازاین‌رو بر مصرف انرژی تأثیر بگذارد. باتوجه‌به نکات فوق متغیر توسعه مالی نیز وارد مجموعه متغیرهای توضیح‌دهنده مصرف انرژی شده است.

شاخص تجربی توسعه مالی استفاده شده در این تحقیق از صندوق بین‌المللی پول گرفته شده است. صندوق بین‌المللی پول شاخص توسعه مالی را بر مبنای ۹ زیر شاخص جهت اندازه‌گیری وضعیت توسعه مؤسسات مالی و بازارهای مالی از نظر عمق، دسترسی و کارایی محاسبه و منتشر می‌کند. این اطلاعات برای سال‌های ۱۹۸۰ به بعد برای بیش از ۱۸۰ در دسترس است.

---

1. Gross domestic product
2. UN Trade and Development (UNCTAD)
3. International Monetary Fund (IMF)
4. Financial Development

۳–۱–۶. نرخ شهرنشینی (LUR)

نسبت جمعیت شهرنشینی متغیری است که می‌تواند بر مصرف انرژی تأثیر داشته باشد. مرور مطالعات پیشین نشان داد که در بسیاری از تحقیقات تجربی از این متغیر به‌عنوان متغیر توضیحی رگرسیون مصرف انرژی استفاده شده است. این متغیر الگوی مصرف انرژی را نمایندگی می‌کند و نماینده نگرشی است که معتقد الگوی مصرف انرژی در روستاها و شهرها با هم متفاوت است. نسبت جمعیت شهرنشین که حاصل تقسیم جمعیت شهرنشین به کل جمعیت است متغیری است که برای اندازه‌گیری اثر شهرنشینی وارد رگرسیون مصرف انرژی شده است. اطلاعات این متغیر نیز از پایگاه آنکتاد گرفته شده است.

۳–۲. معرفی نمونه

باتوجه‌به اهداف تحقیق می‌بایست مجموعه‌ای از کشورها در دو گروه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته تفکیک شوند و سپس مدل‌های رگرسیونی برای هر گروه به طور جداگانه برآورد شود. در مورد تفکیک کشورها به دودسته توسعه‌یافته و درحال‌توسعه شاخص و رویه دقیقی وجود ندارد. آنکتاد این طبقه‌بندی را بر اساس "کدهای استاندارد کشور یا منطقه برای استفاده آماری " معروف به "M49" انجام می‌دهد که ما نیز از این تقسیم‌بندی آنکتاد برای دسته‌بندی کشورها در دو گروه توسعه‌یافته و درحال‌توسعه استفاده خواهیم کرد.

با تبعیت از این تقسیم‌بندی نمونه ابتدایی در نظر گرفته شده مشتمل بر ۱۸۳ کشور درحال‌توسعه و ۶۶ کشور توسعه‌یافته بود. اما فقدان اطلاعات و آمار برای متغیر وابسته یا متغیرهای توضیحی و یا مشاهدات ناکافی، سبب حذف برخی از کشورها از نمونه شد. نمونه نهایی مورداستفاده در این تحقیق شامل ۱۱۵ کشور درحال‌توسعه و ۴۵ کشور توسعه‌یافته به شرح جداول پیوست است. بازه زمانی که اطلاعات متغیرهای موردنظر جمع‌آوری شده است ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۰ را پوشش می‌دهد. توجه شود که این حداکثر گستره زمانی است و برخی از کشورهای موجود در نمونه برای تمام بازه زمانی اطلاعات ندارند.

۳–۳. آزمون‌های ساکن‌پذیری

در این بخش از پژوهش نتایج برخی از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های پنل برای مجموعه متغیرهای موجود در مدل ارائه شده است. این آزمون‌ها شامل آزمون لوین، لو و چو (LLC) با فرض فرایند ریشه واحد مشترک در بین مقاطع و آزمون‌های ایم، پسران و شین (IPS) و آزمون فیشر (ADF-Fisher) با فرض فرایند ریشه واحد مقاطع منفرد هستند. توجه شود که تمام این آزمون‌ها در دسته‌ای خاصی از آزمون‌های ساکن‌پذیری داده‌های پنل قرار می‌گیرند که مستلزم فرض استقلال مقاطع از یکدیگر هستند. ازآنجاکه مقاطع در این مطالعه کشورهای مستقل از یکدیگر هستند این فرض منطقی به نظر می‌رسد. البته باید به این نکته توجه نمود که مادالا و وو (۱۹۹۹) در مقاله‌ای بسیار پر استناد با مقایسه عملکرد آزمون‌های مختلف به این نتیجه رسیده است که آزمون فیشر عملکرد بهتری نسبت به دو آزمون دیگر ارائه می‌نماید؛ بنابراین؛ درصورتی‌که بین نتایج به‌دست‌آمده اختلافی وجود داشت مبنای تصمیم‌گیری آزمون فیشر قرار خواهد گرفت.

۳-۴. روش تخمین مدل‌ها

پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹)[1] به‌منظور رفع تورش ناشی از شیب‌های ناهمگن در مدل‌های پنل پویا سه برآوردگر متفاوت پیشنهاد کرده‌اند. این سه برآوردگر شامل برآوردگر میانگین گروهی (MG)[2]، میانگین گروهی تلفیقی (PMG)[3] و اثرات ثابت پویا (DFE)[4] هستند (بازوندی و همکاران، ۱۳۹۴). آن‌ها تأکید دارند که نتیجه این روش‌ها برآوردهای سازگار و کارا در یک رابطه بلندمدت است. درحالی‌که یوهانسن (۱۹۹۵) و فیلیپس و هانسن (۱۹۹۰) بیان می‌کنند که روابط بلندمدت هم انباشتگی بین متغیرها هنگامی وجود دارد که همه متغیرها انباشته از درجه یکسانی باشند. پسران و شین (۱۹۹۹) نشان می‌دهند که روش خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL)[5] را می‌توان حتی با متغیرهایی با درجه‌های مختلف انباشتگی و صرف‌نظر از اینکه متغیرهای موردمطالعه I(0) یا I(1) یا ترکیبی از این دو وضعیت باشند، استفاده کرد و این یک مزیت مهم مدل ARDL است. چرا که آزمون‌های متفاوت ریشه واحد می‌توانند نتایج متفاوتی داشته باشند و مدل ARDL تا اندازه زیادی از نتایج این آزمون‌ها مستقل است. علاوه بر این، هم آثار کوتاه‌مدت و هم آثار بلندمدت را می‌توان به طور هم‌زمان از یک مجموعه‌داده با تعداد مقاطع زیاد و بازه زمانی بزرگ تخمین زد. در نهایت، پسران و همکاران (۱۹۹۹) نشان می‌دهند که مدل ARDL، به‌ویژه PMG و MG، علی‌رغم وجود درون‌زایی احتمالی، ضرایب سازگاری را ارائه می‌کند، چرا که دربرگیرنده وقفه‌های متغیرهای وابسته و مستقل هستند (Samargandi et al., 2015).

توجه شود که ویژگی اصلی PMG این است که اجازه می‌دهد ضرایب کوتاه‌مدت، شامل عرض از مبدأها، سرعت تعدیل به مقادیر تعادلی بلندمدت و واریانس‌های خطا در بین کشورها ناهمگن باشند، درحالی‌که ضرایب بلندمدت مقید به همگنی در بین کشورها هستند. تکنیک دوم (MG) که توسط پسران و اسمیت (۱۹۹۵) معرفی شد، با برآورد رگرسیون‌های جداگانه برای هر کشور و محاسبه ضرایب کلی با استفاده از میانگین غیروزنی ضرایب برآورد شده برای هر کشور این مهم را به انجام می‌رساند. این روش هیچ قیدی تحمیل نمی‌کند و اجازه می‌دهد تا همه ضرایب تغییر کنند و در بلندمدت و کوتاه‌مدت ناهمگن باشند. بااین‌حال، شرط لازم برای سازگاری و اعتبار این رویکرد، داشتن یک بعد سری زمانی به‌اندازه کافی بزرگ از داده‌ها است. در نهایت، برآوردگر اثرات ثابت پویا (DFE) بسیار شبیه به تخمین‌گر PMG است و محدودیت‌هایی را بر ضریب شیب و واریانس‌های خطا اعمال می‌کند تا در بلندمدت برای همه کشورها برابر باشند. مدل DFE ضریب سرعت تعدیل و ضریب کوتاه‌مدت را نیز محدود به برابری می‌کند. بااین‌حال، مدل دارای عرض از مبدأهای خاص کشور است. بااین‌وجود، بالتاجی و همکاران (۲۰۰۰)[6] اشاره می‌کنند که این مدل به دلیل درون‌زایی بین عبارت خطا و متغیر وابسته تأخیری در صورت حجم نمونه کوچک، در معرض یک اریب معادله هم‌زمان است. در این مطالعه جهت انتخاب بین این برآوردگرها از آزمون هاسمن استفاده خواهد شد.

---

1. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith (1999)
2. Mean Group
3. Pooled Mean Group method
4. Dynamic Fixed Effects
5. Autoregressive Distributed Lag
6. Baltagi et al. (2000)

۴. یافته‌های پژوهش

در این بخش از پژوهش نتایج انجام آزمون‌ها و برآوردهای مدل ارائه خواهد شد. در ابتدا نتایج آزمون ساکن‌پذیری سطح متغیرهای موجود در مدل به تفکیک کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته ارائه خواهد شد. بررسی نتایج ارائه شده در جدول ۳ نشان می‌دهد که در مورد کشورهای درحال‌توسعه تنها دو متغیر توسعه مالی و نرخ شهرنشینی توسط هر سه آزمون ساکن‌پذیری، فاقد ریشه واحد قلمداد شده‌اند و بنابراین این متغیرها در سطح ساکن‌پذیر هستند و در مورد کشورهای توسعه‌یافته متغیرهای توسعه مالی، درآمد سرانه و شاخص جهانی‌سازی چنین وضعیتی را دارا هستند. توجه شود که سایر متغیرها حداقل در یک آزمون دارای ریشه واحد تشخیص داده شده‌اند.

جدول ۳: نتایج آزمون ساکن‌پذیری برای سطح متغیرها

نام متغیر	نام آزمون	کشورهای درحال‌توسعه		کشورهای توسعه‌یافته	
		مقدار آماره	احتمال	مقدار آماره	احتمال
$LECON_{it}$	LLC	-۶/۱۰۱	۰/۰۰۰	-۳/۳۲۳	۰/۰۰۰
	IPS	-۱/۱۰۳	۰/۱۳۵	-۰/۱۹۳	۰/۴۲۳
	ADF-Fisher	۲۷۸/۴۰	۰/۰۰۰	۱۱۱/۶۳۷	۰/۰۶۰
$LEIP_{it}$	LLC	-۳/۵۰۱	۰/۰۰۰	-۲/۱۹۰	۰/۰۱۴
	IPS	-۲/۱۰۴	۰/۹۸۴	۱/۳۱۶	۰/۹۰۶
	ADF-Fisher	۱۲۰/۴۳۷	۱/۰۰۰	۴۷/۱۲۷	۰/۹۹۹
LFD_{it}	LLC	-۴/۸۵۵	۰/۰۰۰	-۲۳/۲۳۲	۰/۰۰۰
	IPS	-۱/۶۶۶	۰/۰۴۷	-۱۷/۷۳۵	۰/۰۰۰
	ADF-Fisher	۲۸۱/۵۲۰	۰/۰۰۹	۲۷۲/۰۵۰	۰/۰۰۰
$LGDPPER_{it}$	LLC	-۰/۰۰۴	۰/۴۹۸	-۱۱/۳۲۸	۰/۰۰۰
	IPS	۶/۴۲۶	۱/۰۰۰	-۱/۷۴۲	۰/۰۴۰
	ADF-Fisher	۲۱۷/۵۲	۰/۰۰۰	۱۶۷/۸۲۹	۰/۰۰۰
LUR_{it}	LLC	-۵۰/۶۵۲	۰/۰۰۰	-۱/۸۱۴	۰/۰۳۴
	IPS	-۶۸/۷۵۴	۰/۰۰۰	۱/۲۹۰	۰/۹۰۱
	ADF-Fisher	۲۱۷۱/۸۷	۰/۰۰۰	۱۴۲/۷۴۰	۰/۰۰۰
$LKOF_{it}$	LLC	-۱۰/۳۱۳	۰/۰۰۰	-۱۳/۵۲۲	۰/۰۰۰
	IPS	۲/۲۲۹	۰/۹۸۷	-۷/۲۹۷	۰/۰۰۰
	ADF-Fisher	۲۵۷/۹۳	۰/۰۸۴	۲۳۱/۶۰۳	۰/۰۰۰

منبع: نتایج تحقیق

حال برای تکمیل شناسایی درجه انباشتگی سایر متغیرها، مجدداً آزمون ساکن‌پذیری برای تفاضل مرتبه اول این متغیرها انجام شده است و نتایج آن در جدول ۴ گزارش شده است. نتایج ارائه شده در جدول ۴ نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول تمام متغیرهایی که در سطح اسکن‌پذیر نبودند، ساکن پذیر هستند. به‌عبارت‌دیگر هیچ متغیر انباشته از درجه ۲ یا I(2) در مجموعه متغیرها وجود ندارد. این یافته که متغیرهای مورد بررسی در این تحقیق ترکیبی از متغیرهای I(0) و I(1) هستند دلیل اصلی انتخاب برآوردگرهای سه‌گانه معرفی شده در بخش قبلی یعنی برآوردگرهای MG، PMG و DFE است. برای انتخاب از بین این سه برآوردگر از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج انجام این آزمون برای هر دو گروه کشورها در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون ساکن‌پذیری برای تفاضل مرتبه اول متغیرها

نام متغیر	نام آزمون	کشورهای درحال‌توسعه		کشورهای توسعه‌یافته	
		مقدار آماره	احتمال	مقدار آماره	احتمال
$LECON_{it}$	LLC	-۶۳/۸۹۶	۰/۰۰۰	-۳۳/۰۵۴	۰/۰۰۰
	IPS	-۶۴/۲۲۷	۰/۰۰۰	-۳۳/۷۴۴	۰/۰۰۰
	ADF-Fisher	۳۰۷۵/۸	۰/۰۰۰	۹۹۲/۸۲۷	۰/۰۰۰
$LEIP_{it}$	LLC	-۴۳/۱۰۰	۰/۰۰۰	-۲۶/۹۶۱	۰/۰۰۰
	IPS	-۴۰/۱۱۷	۰/۰۰۰	-۲۵/۰۹۵	۰/۰۰۰
	ADF-Fisher	۱۷۳۰/۴۹	۰/۰۰۰	۶۷۷/۱۴۹	۰/۰۰۰
$LGDPPER_{it}$	LLC	-۴۷/۸۰۸	۰/۰۰۰	*	*
	IPS	-۴۸/۵۷۷	۰/۰۰۰	*	*
	ADF-Fisher	۲۳۲۴/۳	۰/۰۰۰	*	*
LUR_{it}	LLC	*	*	-۶/۳۵۹	۰/۰۰۰
	IPS	*	*	-۷/۲۹۲	۰/۰۰۰
	ADF-Fisher	*	*	۲۲۷/۰۶۶	۰/۰۰۰
$LKOF_{it}$	LLC	-۶۸/۰۱۸	۰/۰۰۰	*	*
	IPS	-۶۴/۹۶۶	۰/۰۰۰	*	*
	ADF-Fisher	۳۲۹۴/۰۶	۰/۰۰۰	*	*

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۵: نتایج آزمون هاسمن

نمونه	انتخاب بین PMG و MG		انتخاب بین PMG و DFE	
	مقدار آماره	احتمال	مقدار آماره	احتمال
گروه کشورهای درحال‌توسعه	۷/۷۲۳	۰/۱۷۲	۶/۲۰۵	۰/۲۸۶
گروه کشورهای توسعه‌یافته	۸/۶۸۷	۰/۱۲۲	۵/۰۸۴	۰/۴۰۵

منبع: نتایج تحقیق

توجه شود که همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد در آزمون هاسمن فرضیه صفر دلالت بر عدم وجود تفاوت معنی‌دار بین ضرایب برآوردگرهای مختلف است. در این آزمون عدم رد فرضیه صفر به معنی همگنی قابل‌توجه مقاطع و بنابراین برتری برآوردگر PMG است. نکته دیگر اینکه آماره آزمون در این آزمون دارای توزیع کای‌دو با درجه آزادی برابر تعداد ضرایب است. باتوجه‌به این نکات نتایج ارائه شده در جدول ۵ نشان می‌دهد که برای هر دو گروه کشوری می‌توان از برآوردگر PMG استفاده نمود. نتایج استفاده از این برآوردگر برای تخمین رابطه بلندمدت در دو گروه کشوری در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۶: نتایج برآورد روابط بلندمدت

نام متغیر	گروه کشورهای درحال‌توسعه		گروه کشورهای توسعه‌یافته	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
LFD_{it}	-۰/۰۳۵	۰/۰۸۷	۰/۰۹۳	۰/۰۱۱
$LGDPPER_{it}$	۰/۵۲۸	۰/۰۰۰	۰/۲۲۲	۰/۰۰۰
LUR_{it}	۰/۳۹۶	۰/۰۰۰	-۰/۸۶۰	۰/۰۰۰
$LKOF$	۰/۲۱۹	۰/۰۰۰	-۰/۵۲۹	۰/۰۰۰
$LEIP_{it}$	۰/۰۶۲	۰/۱۸۲	۰/۰۰۷	۰/۵۴۳
ضریب عبارت تصحیح خطا	-۰/۲۳۷	۰/۰۰۰	-۰/۱۷۴	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۳۲۱۹		۱۱۹۹	
مدل انتخاب شده	ARDL (1,0,0,0,0,0,)		ARDL (1,0,1,0,0,0,)	

منبع: نتایج تحقیق

بررسی نتایج مربوط به مقدار، آماره t و احتمال ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که می‌توان فرضیه وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای هر دو مدل را پذیرفت. سرعت تعدیل در هر دو گروه کشوری تقریباً برابر است. در مورد کشش قیمتی تقاضا (مصرف) انرژی مشاهده می‌شود که ضریب قیمت انرژی در هر دو گروه کشوری بی‌معنی است. این بدان معنی است که انرژی (به‌طورکلی و نه یک نوع حامل انرژی خاص) یک کالای ضروری است با تغییر قیمت آن، مقدار تقاضا و مصرف آن تغییر معنی‌داری را تجربه نمی‌نماید. این یافته هم‌خوان با فراتحلیل انجام شده توسط لاباندیرا و همکاران (۲۰۱۷) است.

در مورد کشش درآمدی (ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه) نیز یافته‌ها در هر دو گروه کشوری مطابق انتظار است. به‌عبارت‌دیگر یافته‌ها نشان می‌دهند که در هر دو گروه کشوری با افزایش درآمد و تولید میزان مصرف انرژی افزایش معنی‌داری را تجربه نموده است. البته تغییر مصرف انرژی در نتیجه افزایش درآمد سرانه در کشورهای درحال‌توسعه (۰/۵۲۸) به‌مراتب بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته (۰/۲۲۲) بوده است. به‌عبارت‌دیگر کشش درآمدی تقاضای انرژی در کشورهای درحال‌توسعه ۰/۵۲۸ و در کشورهای توسعه‌یافته ۰/۲۲۲ است. این یافته را می‌توان به بیشتر بودن کارایی مصرف انرژی و یا پایین‌تر بودن شدت انرژی در کشورهای توسعه‌یافته نسبت داد.

نتایج به‌دست‌آمده در مورد سه متغیر توسعه مالی، نرخ شهرنشینی و شاخص جهانی‌سازی بین دو گروه کشوری متفاوت است. در مورد متغیر توسعه مالی، شواهد به‌دست‌آمده در بلندمدت نشان می‌دهد توسعه مالی تأثیر معنی‌داری بر مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه نداشته است و در کشورهای توسعه‌یافته توسعه مالی اسباب افزایش مصرف انرژی را فراهم آورده است. مقدار کشش مصرف انرژی نسبت به توسعه مالی در کشورهای توسعه‌یافته برابر ۰/۰۹ است که نشان از آن دارد که با یک درصد افزایش توسعه مالی مقدار مصرف انرژی در این کشورها حدود ۰/۱ درصد افزایش‌یافته است.

اسدی و همکاران (۱۳۹۸) معتقدند که توسعه مالی به طور بالقوه هم می‌تواند زمینه افزایش و هم زمینه کاهش مصرف انرژی را فراهم آورد. در این مطالعه بیان شده است توسعه مالی می‌تواند دو اثر متضاد داشته باشد. از یک سو می‌تواند با تأثیر بر رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف انرژی شود و ازسوی‌دیگر با بهبود کارایی در مصرف انرژی می‌تواند سبب کاهش تقاضای انرژی شود. دوکار و همکاران (۲۰۲۲) در همین زمینه بیان می‌کنند که یک سیستم مالی سالم و توسعه‌یافته، منابع مالی بیشتر و منابع انرژی تجدیدپذیر را با هزینه‌های کمتر برای صنعت انرژی فراهم می‌کند. در نتیجه سرمایه‌گذاری‌های بیشتر می‌شود که به نوبه خود تقاضای انرژی را دوباره افزایش می‌دهد.

در مورد ضریب نرخ شهرنشینی هم نتایج دو گروه به طرز جالبی با هم متفاوت هستند. در مورد کشورهای درحال‌توسعه افزایش نرخ شهرنشینی در بلندمدت سبب افزایش مصرف انرژی شده است. حال‌آنکه در گروه کشورهای توسعه‌یافته افزایش نرخ شهرنشینی سبب کاهش معنی‌دار مصرف انرژی شده است. به عبارت دقیق‌تر اینکه کشش مصرف انرژی نسبت به نرخ شهرنشینی در کشورهای درحال‌توسعه برابر با ۰/۳۹۶ و در کشورهای توسعه‌یافته برابر با ۰/۸۶۰- است.

در همین زمینه در مطالعه اسدی و همکاران (۱۳۹۸) آمده است که در مورد ارتباط بین جمعیت شهرنشین و مصرف انرژی دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه نخست بیان می‌کند که تأثیر افزایش جمعیت شهری بر مصرف انرژی مثبت است؛ زیرا با افزایش شهرنشینی استفاده از زیرساخت‌ها، حمل‌ونقل و انرژی افزایش می‌یابد و نیز انتقال از کشاورزی به صنعت نیز باعث افزایش تقاضا برای انرژی می‌شود. دیدگاه دوم تأکید می‌کند که فرهنگ شهرنشینی باعث می‌شود تا مصرف انرژی در شهرها نسبت به روستاها بهینه‌تر می‌شود. با این شواهد به نظر می‌رسد دیدگاه اول در کشورهای درحال‌توسعه و دیدگاه دوم در کشورهای توسعه‌یافته محقق شده است.

مرتبط باهدف این تحقیق، مهم‌ترین یافته، تفاوت ضریب متغیر نماینده جهانی‌سازی در دو گروه کشوری در بلندمدت است. به‌عبارت‌دیگر نتایج ارائه شده در جدول (۶) نشان می‌دهد که کشش متغیر جهانی‌سازی در تابع مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه مثبت و معنی‌دار (۰/۲۱۹) است. درحالی‌که در کشورهای توسعه‌یافته این اثر منفی و معنی‌دار (۰/۵۲۹-) است و جهانی‌سازی این دو گروه کشور را به طور متفاوت تحت‌تأثیر قرار داده است. در بخش بعدی سعی خواهد شد تا با استناد به مسیر پژوهشی طی شده در این مطالعه، نتیجه‌گیری نهایی به عمل آید.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر باهدف بررسی اثر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی در دو گروه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته انجام شده است. با تصریح یک تابع رگرسیونی بر مبنای کنکاش در ادبیات موضوع و با استفاده از اطلاعات و آمار مربوط به ۱۱۵ کشور درحال‌توسعه و ۴۵ کشور توسعه‌یافته سعی شد تا با تبعیت از الگوهای روش‌شناسی تحلیل‌های اقتصادسنجی داده‌های پنل، با انجام آزمون‌های ساکن‌پذیری و هم جمعی از وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه اطمینان حاصل شود. با استناد به نتایج آزمون‌های ساکن‌پذیری و آزمون هاسمن، برآوردگر میانگین گروهی تلفیقی برای برآورد مدل انتخاب شد.

مهم‌ترین یافته این پژوهش، تفاوت ضریب متغیر نماینده جهانی‌سازی در دو گروه کشوری در بلندمدت است. بدین معنا که نتیجه فرایند پیچیده جهانی‌شدن در کشورهای درحال‌توسعه افزایش مصرف انرژی بوده است و در کشورهای توسعه‌یافته کاهش مصرف انرژی. این یافته‌ی قابل‌توجه را به‌نحوی می‌توان در کنار ایده‌های استیگلیتز (۲۰۰۲) و عدم تقارن اثرپذیری گروه‌های کشوری از جهانی‌شدن قرارداد. در راستای مبانی نظری ارائه شده در بخش‌های قبل، می‌توان چنین گفت که جهانی‌سازی با افزایش تعداد کالاها و خدمات، تغییر سلایق مصرف‌کنندگان، تغییر فرایندهای مصرف و همچنین تغییر مکان‌های مصرف سبب شده است تا کشورهای درحال‌توسعه سطوح بالاتری از مصرف انرژی را تجربه نمایند. این در حالی است که این تغییرات به کاهش مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته منجر شده است. این یافته همچنین تأییدی بر ایده دنی روریک است که خطرات جهانی‌شدن را برای کشورهای درحال‌توسعه بیش از سایر کشورها می‌داند.

نتایج برآورد روابط بلندمدت با استفاده از برآوردگر میانگین گروهی تلفیقی همچنین نشان داد که کشش قیمتی تقاضای (مصرف) انرژی در هر دو گروه کشوری بی‌معنی است. این نشان می‌دهد که انرژی (به‌طورکلی و نه یک نوع حامل انرژی خاص) یک کالای ضروری است. در مورد کشش درآمدی نتایج نشان داد که در هر دو گروه کشوری با افزایش درآمد و تولید میزان مصرف انرژی افزایش معنی‌داری را تجربه نموده است. البته تغییر مصرف انرژی در نتیجه افزایش درآمد سرانه در کشورهای درحال‌توسعه به‌مراتب بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته بوده است. این یافته را می‌توان به بیشتر بودن کارایی مصرف انرژی و یا پایین‌تر بودن شدت انرژی در کشورهای توسعه‌یافته نسبت داد. در مورد متغیر توسعه مالی، شواهد به‌دست‌آمده در بلندمدت نشان می‌دهد توسعه مالی تأثیر معنی‌داری بر مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه نداشته است و در کشورهای توسعه‌یافته توسعه مالی اسباب افزایش مصرف انرژی را فراهم آورده است. افزایش نرخ شهرنشینی در کشورهای درحال‌توسعه در بلندمدت سبب افزایش مصرف انرژی شده است. حال‌آنکه در گروه کشورهای توسعه‌یافته افزایش نرخ شهرنشینی سبب کاهش معنی‌دار مصرف انرژی شده است.

با استناد به این نتایج می‌توان دریافت که جهانی‌سازی یک تعیین‌کننده قابل‌توجه مصرف انرژی در کشورهای درحال‌توسعه در بلندمدت است. این یافته بر اهمیت لحاظ متغیرهای مؤثر محیطی در افق زمانی بلندمدت در موضوع مدیریت بخش انرژی در این کشورها تأکید می‌نماید. روشن است که عدم توجه به چنین متغیرهایی

می‌تواند مدیریت بخش انرژی را در این کشورها در بلندمدت با چالش مواجه نماید؛ بنابراین یافته به سیاست‌گذاران توصیه می‌گردد در راستای مدیریت کاراتر نهاده مهم انرژی، متغیرهای محیطی مانند جهانی‌شدن را نیز در تدوین سیاست لحاظ نمایند. شواهد همچنین نشان داد که توسعه مالی در هیچ‌کدام از کشورها نتوانسته است باعث افزایش کارایی انرژی شود. بر پایه این یافته پیشنهاد می‌شود ابزارهای مالی همراه با تدابیر مکمل جهت افزایش کارایی انرژی به کار گرفته شود. بی‌معنی بودن ضریب نماینده قیمت در دو گروه کشوری نیز این توصیه را در ذهن تداعی می‌کند که ابزار قیمت در بلندمدت توان تأثیر بر مصرف انرژی را ندارد و از این ابزار سیاستی تنها در کوتاه‌مدت می‌توان استفاده نمود.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این پژوهش برگرفته از رساله دکتری *شیما منصورآبادی* در رشته علوم اقتصادی است که تحت راهنمایی دکتر **جلیل خداپرست شیرازی** و با مشاوره دکتر **هاشم زارع** و دکتر **مهرزاد ابراهیمی** در گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز انجام شده است.

تضاد منافع

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

حامی مالی

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

شناسه ارکید (ORCID)

شیما منصورآبادی http://orcid.org/0009-0009-6350-0495
جلیل خداپرست شیرازی http://orcid.org/0000-0002-9147-4441
هاشم زارع http://orcid.org/0000-0002-4141-0589
مهرزاد ابراهیمی http://orcid.org/0000-0002-0986-509X

منابع و مأخذ

اسدی، علی، اسماعیلی، میثم، فرجاد، بخشور و صادق‌پور، عسل. (۱۳۹۸). بررسی عوامل مؤثر بر مصرف انرژی در ایران (با تأکید بر متغیر توسعه مالی). *نشریه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۷(۲۵)، ۱۵۱-۱۷۷. http://qjfep.ir/article-1-83-fa.html

بازوند، شهاب، سعیدی، کمال، بازوند، کامران و محمدی، مجید. (۱۳۹۴). جهانی‌شدن و مصرف، *اولین کنگره علمی‌پژوهشی سراسری توسعه و ترویج علوم تربیتی و روان‌شناسی، جامعه‌شناسی و علوم فرهنگی اجتماعی ایران*، تهران، https://civilica.com/doc/408205

پایتختی اسکویی، سید علی و طبقچی اکبری، لاله. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر جهانی‌شدن بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر (مطالعه موردی: کشورهای منتخب درحال‌توسعه). *نشریه پژوهش‌های اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، ۷(۲). https://dorl.net/dor/20.1001.1.22516263.1397.7.2.3.4

پیشگاهی فرد، زهرا. (۱۳۸۰). ابعاد جهانی‌شدن، *نشریه دانشکده ادبیات و علوم‌انسانی*، ۱۵۷(۱۰۱۵). ۱۵۵-۱۷۲. https://jflh.ut.ac.ir/article_13902.html

پیری، داریوش و میرزایی جگرلویی، نوشین. (۱۳۹۶). جهانی‌شدن و تأثیرات سیاسی آن در ایران. *نشریه علوم سیاسی*، ۱۳(۳۸)، ۴۳-۶۴. https://sanad.iau.ir/Journal/psq/Article/1102920

حبیبی، فاتح، عزیزی، وحید، منوچهری، صلاح‌الدین و علی مرادی افشار، پروین. (۱۴۰۲). بلایای طبیعی، جهانی‌شدن، توسعهٔ مالی و نابرابری درآمد در ایران. *نشریه پژوهش‌های برنامه و توسعه*، ۴(۴)، ۴۲-۷. https://doi.org/10.22034/pbr.2024.198799

درویشی، باقر، پیردوستی، علی، مطلبی، معصومه و هواس بیگی، فاطمه. (۱۴۰۰). جهانی‌سازی، مصرف انرژی، تخریب محیط‌زیست در ایران: شواهد تجربی از آزمون هم انباشتگی مکی، *نشریه پژوهش‌های اقتصادی*، ۲۱(۲)، ۸۲-۵۹. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2

زروکی، شهریار، یوسفی بارفروشی، آرمان و فتح الله زاده، امیرحسین. (۱۴۰۲). تحلیل جامع اثر جهانی‌شدن بر آلایندگی محیط‌زیست در ایران با تأکید بر ابعاد سه‌گانه و اجزای دوگانه. *نشریه اقتصاد مقداری*، ۱۹(۴)، ۴۱-۱. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.33177.2239

شامحمدی سه چکی، عرفان، خانزادی، آزاد وکریمی، محمدشریف. (۱۴۰۱). بررسی عوامل مؤثر بر مصرف انرژی تجدیدپذیر در کشورهای نفتی منتخب اوپک، رویکرد الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده تابلویی. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۱(۳)، ۸۰-۱۰۶. https://doi.org/10.34785/J025.2022.023

عاشوری، مریم، پارسا، حجت، و حیدری، ابراهیم. (۱۳۹۸). عوامل مؤثر بر شدت انرژی در استان‌های ایران: رویکرد میانگین‌گیری بیزی. *نشریه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، ۵(۱۴)، ۲۹-۶۳. https://epprjournal.ir/article-1-555-fa.html

محسنی، رضا و کاکاوند، میثم. (۱۳۹۶). تجزیه مصرف انرژی و عوامل مؤثر بر آن در ایران و کشورهای منتخب. *نشریه راهبرد اقتصادی*، ۶(۲۲). ۱۳۷-۱۶۸. https://econrahbord.csr.ir/article_110139.html

محسنی، رضا، رحیمی، ابوالفضل وکاکاوند، میثم. (۱۳۹۷). تجزیه مصرف انرژی و بررسی عوامل مؤثر بر آن (مطالعه موردی: بخش حمل‌ونقل ایران). *نشریه پژوهش‌نامه حمل‌ونقل*، ۱۵(۴)، ۱۷۵-۱۹۴. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17353459.1397.15.4.12.1

References

Akadiri, S. S., Adebayo, T. S., Nakorji, M., Mwakapwa, W., Inusa, E. M., & Izuchukwu, O. O. (2022). Impacts of globalization and energy consumption on environmental degradation: what is the way forward to achieving environmental sustainability targets in Nigeria?. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(40), 60426-60439. http://dx.doi.org/10.1007/s11356-022-20180-7

Al-Rodhan, N. R., & Stoudmann, G. (2006). *Definitions of globalization: A comprehensive overview and a proposed definition*. *Program on the geopolitical implications of globalization and transnational security*, 6(1-21).

Ashouri, M., Parsa, H., & Heidari, E. (2019). Factors Affecting Energy Intensity In Provinces Of Iran: Bayesian Averaging Approach. *Journal Of Energy Planning And Policy Research*, 5(14), 29-63. https://epprjournal.ir/article-1-555-fa.html (In Persian)

Barney. F, & Franzi. P. (2002) . *The future of energy From Future Dilemmas: Options to 2050 for Australia's population, technology, resources and environment*. CSIRO Sustainable Ecosystems. http://www.cse.csiro.au/futuredilemmas

Bhattacharyya, S. C. (2019). *Energy economics: concepts, issues, markets and governance*. Springer Nature.

Bazvand, S., Saeedi, K., Bazand, K., & Mohammadi, M. (2014). Globalization and consumption. *the first nationwide scientific research congress on the development and promotion of educational sciences and psychology, sociology and social cultural sciences of Iran*, Tehran. https://civilica.com/doc/408205 (In Persian)

Darvishi, B., Moridian, A., Motalebi, M., & Havasbeigi, F. (2021). Globalization, Energy Consumption and Environmental Degradation in Iran: Empirical Evidence from the Maki Cointegration Test. *Journal Of Sustainable Growth And Development (The Economic Research)*, 21(2), 59-82. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1400.21.2.2.2

Daly, H. E. (1999). Globalization versus internationalization–some. *Ecological economics*, 31, 31-37. https://doi.org/10.1016/S0921-8009(99)00087-7

Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied economics*, 38(10), 1091-1110. http://dx.doi.org/10.1080/00036840500392078

Edwards, B. (2003). *The economics of hydroelectric power. In The Economics of Hydroelectric Power.* Edward Elgar Publishing.

Featherstone, M. (1995). *Undoing culture: Globalization, postmodernism and identity*. SAGE.

Habibi, F., Azizi, V., Manochehri, S. & Ali Moradi Afshar, P. (2024). Natural Disasters, Globalization, Financial Development and Income Inequality in Iran. *Program and Development Research*, *4*(4), 7-42. https://doi.org/10.22034/pbr.2024.198799 (In Persian)

Huang, Z., Zhang, H., & Duan, H. (2020). How will globalization contribute to reduce energy consumption?. *Energy*, 213, 118825. http://dx.doi.org/10.1016/j.energy.2020.118825

Hume, D. (2005). *On the balance of trade. In Gold standard in theory & history* (pp. 31-37). Routledge.

Iheanacho, E. (2018). The role of globalisation on energy consumption in Nigeria. Implication for long run economic growth. ARDL and VECM analysis. *Global Journal of Human-Social Science*, 18(1), 10-28.

Kurtz, D., & Manuel, F. (2014). Globalization and energy: An anthropological perspective. *Journal of Globalization Studies*, 5(2), 19-38.

Larsson, T. (2001). *The race to the top: The real story of globalization*. Cato Institute.

Marx, K. & Engel, M. C. (1848). *Manifesto of the Communist Party*. NewYork: International Publishers.

Mehrara, M., Rezaei, S., & Razi, D. H. (2015). Determinants of renewable energy consumption among ECO countries; based on Bayesian model averaging and weighted-average least square. *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 54, 96-109. http://dx.doi.org/10.18052/www.scipress.com/ILSHS.54.96

Ozcan, B., Yucel, A. G., & Temiz, M. (2022). *The effect of globalization on energy consumption: evidence from selected OECD countries. In Energy-Growth Nexus in an Era of Globalization* (pp. 173-202). Elsevier.

Piri, D. & Mirzaei Jagarloui, N. (2016). Globalization and its political effects in Iran. *Journal of Political Sciences*, 13(38), 43-64. https://sanad.iau.ir/Journal/psq/Article/1102920 (In Persian)

Ritzer, G., & Dean, P. (2015). *Globalization: A basic text*. John Wiley & Sons.

Rodrik, D. (2007). *One economics, many recipes: globalization, institutions, and economic growth*. Princeton university press.

Sadorsky, P. (2011). Financial development and energy consumption in Central and Eastern European frontier economies. Energy policy, 39(2), 999-1006. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2010.11.034

Samuel, Y. A., Manu, O., & Wereko, T. B. (2013). Determinants of energy consumption: A review. *International Journal of Management Sciences*, 1(12), 482-487.

Scholte, J. A. (2007). Defining Globalization, Clm. *economía*, 10, 15-63.

Paytakhti Oskooe, A., & Tabaghchi Akbari, L. (2020). The Effects of Globalization on renewable and non-renewable energy consumption: Case Study: Selected Developing Countries. *Journal of Development Economics and Planning*, 7(2). https://dorl.net/dor/20.1001.1.22516263.1397.7.2.3.4 [In Persian]

Shahbaz, M., Shahzad, S. J. H., Mahalik, M. K., & Sadorsky, P. (2017). How strong is the causal relationship between globalization and energy consumption in developed economies? A country-specific time-series and panel analysis. *Applied Economics*, 50(13), 1479-1494 http://dx.doi.org/10.1080/00036846.2017.1366640

Shahbaz, M., Lahiani, A., Abosedra, S., & Hammoudeh, S. (2018). The role of globalization in energy consumption: a quantile cointegrating regression approach. *Energy Economics*, 71, 161-170. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.02.009

Shamohammadi Sechaki, E., Khanzadi, A., & Karimi, M. S. (2022). Investigating factors affecting renewable energy consumption in selected OPEC oil countries, A Panel ARDL approach. *Economic Policies and Research*, 1(3), 80-106. doi: https://doi.org/10.34785/J025.2022.023. (In Persian)

Smith, A. (1776). An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations: Volume One. London: printed for W. Strahan; and T. Cadell, 1776.

Steger, M. B. (2020). *Globalization: A very short introduction* (Vol. 86). Oxford University Press.

Steger, M. B. (2003). *Globalization: A very short introduction*. Oxford University Press.

Steingard, D. S., & Fitzgibbons, D. E. (1995). Challenging the juggernaut of globalization: a manifesto foracademic praxis. *Journal of Organizational Change Management*, 8(4), 30-54.

Stiglitz, J. (2003). *Globalization and its Discontents*. W. W. Norton Company. New York.

Yavuz, V., ALTINER, A., & Bozkurt, E. (2022). The effects of globalization on energy consumption: Evidence from EAGLEs. *Business & Management Studies: An International Journal*, 10(3), 885-894. http://dx.doi.org/10.15295/bmij.v10i3.2081

Zahid, A. (2008). Energy-GDP relationship: a causal analysis for the five countries of South Asia. *Applied Econometrics and International Development*, 8(1), 167-180

Zaroki, S., Yousefi Barfurushi, A., & Fathollahzadeh, A. (2023). The Comprehensive Analysis of the Impact of Globalization on Environmental Pollution in Iran with Emphasizing on Triple

Dimensions and Dual Components. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, 19(4), 1-41. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.33177.2239 (In Persian)

Zhang, Y., Su, L., Jin, W., & Yang, Y. (2022). The impact of globalization on renewable energy development in the countries along the belt and road based on the moderating effect of the digital economy. *Sustainability*, 14(10), 6031. https://doi.org/10.3390/su14106031

Zhang, J., Li, Z., Ali, A., & Wang, J. (2023). Does globalization matter in the relationship between renewable energy consumption and economic growth, evidence from Asian emerging economies. *Plos one*, 18(8), e0289720. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0289720

پیوست ۱. اسامی کشورهای مورد مطالعه

اسامی کشورهای موردمطالعه در این پژوهش شامل کشورهای درحال‌توسعه در جدول ۸ و کشورهای توسعه‌یافته در جدول ۷ مشخص شده است.

جدول ۷: لیست کشورهای توسعه‌یافته موردمطالعه

۱	آلبانی	۱۵	آلمان	۲۹	مونته نگرو	۴۳	اکراین
۲	استرالیا	۱۶	یونان	۳۰	هلند	۴۴	انگلستان
۳	اتریش	۱۷	مجارستان	۳۱	نیوزلاند	۴۵	آمریکا
۴	بلاروس	۱۸	ایسلند	۳۲	مقدونیه		
۵	بلژیک	۱۹	ایرلند	۳۳	نروژ		
۶	بوسنی و هرزگوین	۲۰	اسرائیل	۳۴	لهستان		
۷	بلغارستان	۲۱	ایتالیا	۳۵	پرتغال		
۸	کانادا	۲۲	ژاپن	۳۶	رومانی		
۹	کرواسی	۲۳	کره جنوبی	۳۷	روسیه		
۱۰	قبرس	۲۴	لتونی	۳۸	اسلواکی		
۱۱	چک	۲۵	لیتوانی	۳۹	اسلوونی		
۱۲	دانمارک	۲۶	لوکزامبورگ	۴۰	اسپانیا		
۱۳	استونی	۲۷	مالتا	۴۱	سوئد		
۱۴	فرانسه	۲۸	مولداوی	۴۲	سوئیس		

جدول ۸: لیست کشورهای درحال‌توسعه موردمطالعه

۱	الجزایر	۳۰	کنگو	۵۹	کنیا	۸۸	فیلیپین
۲	ساموآ	۳۱	جمهوری کنگو	۶۰	کیریباتی	۸۹	قطر
۳	آنگولا	۳۲	کاستاریکا	۶۱	کویت	۹۰	روآندا
۴	باربودا	۳۳	ساحل عاج	۶۲	قرقیزستان	۹۱	عربستان سعودی
۵	آرژانتین	۳۴	دومنیکا	۶۳	لائوس	۹۲	سنگال
۶	ارمنستان	۳۵	جمهوری دمنیکن	۶۴	لبنان	۹۳	سیشل
۷	آروبا	۳۶	اکوادور	۶۵	لسوتو	۹۴	سیرالئون
۸	آذربایجان	۳۷	مصر	۶۶	لیبی	۹۵	سنگاپور
۹	باهاماس	۳۸	السالوادور	۶۷	ماکائو	۹۶	جزایر سلیمان
۱۰	بحرین	۳۹	گینه استوایی	۶۸	ماداگاسکار	۹۷	آفریقای جنوبی
۱۱	بنگلادش	۴۰	اریتره	۶۹	مالزی	۹۸	سری لانکا
۱۲	بارابادوس	۴۱	اسواتینی	۷۰	مالدیو	۹۹	سودان
۱۳	بلیز	۴۲	فیجی	۷۱	مالی	۱۰۰	سوریه
۱۴	بنین	۴۳	گابن	۷۲	موریتانی	۱۰۱	تاجیکستان
۱۵	بوتان	۴۴	گامبیا	۷۳	موریس	۱۰۲	تانزانیا
۱۶	بولیوی	۴۵	گرجستان	۷۴	مکزیک	۱۰۳	تایلند
۱۷	بوتساوانا	۴۶	غنا	۷۵	مغولستان	۱۰۴	توگو
۱۸	برزیل	۴۷	گواتمالا	۷۶	مراکش	۱۰۵	تونگا
۱۹	برونئی	۴۸	گینه	۷۷	موزامبیک	۱۰۶	تونس
۲۰	برورکینا فاسو	۴۹	گینه بیسائو	۷۸	نامیبیا	۱۰۷	ترکیه
۲۱	بروندی	۵۰	هایتی	۷۹	نپال	۱۰۸	ترکمنستان
۲۲	کیپ ورد	۵۱	هندوراس	۸۰	نیکاراگوئه	۱۰۹	اوگاندا
۲۳	کامبوج	۵۲	هنگ کنگ	۸۱	نیجریه	۱۱۰	امارات متحده عربی
۲۴	کامرون	۵۳	هندوستان	۸۲	عمان	۱۱۱	اروگوئه
۲۵	آفریقای مرکزی	۵۴	اندونزی	۸۳	پاکستان	۱۱۲	ازبکستان
۲۶	شیلی	۵۵	ایران	۸۴	پاناما	۱۱۳	واناتو
۲۷	چین	۵۶	جامائیکا	۸۵	گینه پاپوآ	۱۱۴	ویتنام
۲۸	کلمبیا	۵۷	اردن	۸۶	پاراگوئه	۱۱۵	زامبیا
۲۹	کومور	۵۸	قزاقستان	۸۷	پرو		

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

Volume 5, Issue 1, Spring 2026, Page: 97-136 DOI: 10.22034/jepr.2025.144051.1281

Research Article

Analyzing the Asymmetric Effect of Economic Instability on Household Poverty and Income Inequality in Iran**

Delshad Rahman Maraneh[1], Shahryar Zaroki*[2], Ahmad Jafari Samimi[3], Mani Motameni*[2]

1. Ph.D. Student in Public Sector Economics, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.
2. Associate Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran of University, Babolsar, Iran.
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran of University, Babolsar, Iran.

Received 10 July 2025 Revise 14 December 2025 Accepted 15 December 2025 Publish 21 March 2026

Abstract

Economic stability is paramount for achieving sustainable growth and equitable income distribution. Addressing these critical issues within the Iranian context, this study investigates the asymmetric impacts of economic instability on household poverty and income inequality from 1984 to 2023. Employing the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) approach, we compute the poverty gap index and the Foster–Greer–Thorbecke (FGT) indices using household income and expenditure data. The empirical findings reveal that economic instability has a direct and asymmetric long-run effect on poverty. Notably, reductions in economic instability lead to a more significant improvement in poverty metrics than the deterioration caused by increases in instability. Furthermore, while inflation and economic growth are found to exacerbate poverty, per capita income has a mitigating effect; the size of the government, however, shows no significant impact. Similar asymmetric and direct long-run effects are observed concerning income inequality, where a decrease in economic instability yields a more substantial benefit than the adverse consequences of increased instability. Additionally, inflation, the ratio of subsidies to government expenditures, and unemployment are identified as contributors to heightened income inequality. The study's findings on per capita income, showing a direct effect for the income variable and an inverse effect for its squared term, do not reject the Kuznets hypothesis.

Keywords: Household poverty, income inequality, Economic instability, Asymmetric approach, Iran
JEL Classification: I32, D63, C22

* **Corresponding Author**: Shahryar Zaroki **E-mail:** Sh.zaroki@umz.ac.ir **Tel:** +989116256572

** **Note:** This article is derived from the doctoral dissertation of *Delshad Rahman Maraneh* in Public Sector Economics at University of Mazandaran.

Cite This Article (APA): Rahman Maraneh, D., Zaroki, S., Jafari Samimi, A. & Motameni, M. (2026). Analyzing the Asymmetric Effect of Economic Instability on Household Poverty and Income Inequality in Iran. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(1), 97-136. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.144051.1281
Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64255.html?lang=en

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

Introduction

Reducing poverty and inequality is a central concern for policymakers worldwide, and internationa frameworks such as the Millennium Development Goals highlight the importance of poverty eradication. In Iran, the pursuit of social justice and the reduction of poverty and inequality have been emphasized in national strategic documents, including the Twenty-Year Vision Plan and the Five-Year Development Plans. However, unlike many countries, poverty in Iran has not declined, and international assessments suggest an upward trend. Income inequality also remains a persistent economic and social challenge, with adverse implications for economic growth, social well-being, and environmental quality. Poverty is a multidimensional concept defined either in absolute terms—reflecting the inability to secure a minimum standard of living—or in relative terms, referring to the inability to reach the living standards considered normal in society. Common poverty measures include the headcount ratio, poverty gap index, and the Foster–Greer–Thorbecke (FGT) index, which capture both the incidence and severity of poverty. Income inequality, on the other hand, stems from unequal access to resources and opportunities and is typically measured using indicators such as the Gini coefficient, Atkinson index, and Theil index. Economic instability—manifested through high inflation, exchange rate volatility, budget deficits, and balance of payments pressures—is recognized as a key determinant of poverty and inequality. Such instability undermines economic growth, reduces investment, and weakens social welfare, often producing asymmetric effects. Evidence suggests that economies experiencing greater instability tend to exhibit more unequal income distribution and lower welfare levels. Thus, analyzing the specific role of economic instability in shaping poverty and inequality is essential for designing effective policy interventions. Using the poverty gap and FGT indices and constructing an instability index based on ARCH and GARCH models, this study examines the asymmetric effects of economic instability on poverty and income inequality in Iran from 1984 to 2023 through the NARDL framework, aiming to provide more effective policy insights.

Methodology

The present study aims to examine the asymmetric effects of economic instability on poverty and income inequality in Iran. To this end, the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) approach is employed, which allows for distinguishing between the effects of increases and decreases in economic instability on the dependent variables. The research is conducted in two parts: the first part investigates the asymmetric impact of economic instability on poverty using the poverty gap index and the Foster–Greer–Thorbecke.

$$\begin{aligned}\Delta PI_t = {} & \rho PI_{t-1} + \gamma^{+} EcoII^{+}_{t-1} + \gamma^{-} EcoII^{-}_{t-1} + \theta_1 EG_{t-1} + \theta_2 IPC_{t-1} + \theta_3 Inf_{t-1} + \\ & \theta_4 GS_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta PI_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \gamma_i^{+} \Delta EcoII^{+}_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_i^{-} \Delta EcoII^{-}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{r-1} \theta_i \, \Delta EG_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \theta_i \, \Delta IPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \theta_i \, \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \theta_i \, \Delta GS_{t-i} + \vartheta_t\end{aligned} \quad (1)$$

The second part examines the similar effect on income inequality, using the expenditure ratio of the highest to the lowest decile, which is calculated based on Equation (2).

$$\begin{aligned}\Delta Ten_t = {} & \rho Ten_{t-1} + \gamma^{+} EcoII^{+}_{t-1} + \gamma^{-} EcoII^{-}_{t-1} + \theta_1 IPC_{t-1} + \theta_2 IPC^2_{t-1} + \\ & \theta_3 SubR_{t-1} + \theta_4 Inf_{t-1} + \theta_5 UnEm_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta Ten_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \gamma_i^{+} \Delta EcoII^{+}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{q_2-1} \gamma_i^{-} \Delta EcoII^{-}_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \theta_{1i} \, \Delta IPC_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \theta_{2i} \, \Delta IPC^2_{t-i} + \sum_{i=0}^{u-1} \theta_{3i} \, \Delta SubR_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{v-1} \theta_{4i} \, \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{w-1} \theta_{5i} \, \Delta UnEm_{t-i} + \vartheta_t\end{aligned} \quad (2)$$

the volatility of inflation, budget deficits, exchange rates, and external debt. In addition to economic instability, economic growth, per capita income, inflation, government size, unemployment, and the ratio of subsidies to government expenditures are included as control variables. The data were collected from the Statistical Center of Iran and the Central Bank of Iran. Table (1) presents the variables and a summary of the calculation methods.

Table 1. Definitions and Calculations Methods of Variables

Variable	Symbol	Definition	Calculation Method	Data Source
poverty	PI	Inability to achieve a certain standard of living deemed necessary or desirable in the current society.	Poverty gap index and Foster–Greer–Thorbecke (FGT)	Calculated by the resercher
Income Inequality	Ten	Unequal distribution of resources and opportunities among individuals, groups within a population, or countries.	Expenditure ratio of the highest to the lowest decile	Calculated by the resercher
Macroeconomic Instability	Ecoll	A verage instability of macroeconomic variables such as inflation rate, exchange rate, budget deficit-to-GDP ratio, and external debt-to-GDP ratio.	A utoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) model	Calculated by the resercher
Inflation Rate	Inf	Growth rate of the general price index	CPI growth rate	Statistical Center of Iran
Per Capita Income	IPC	Ratio of Gross Domestic Product (GDP) to population	GDP divided by population	Statistical Center of Iran
Government Size	GS	Ratio of total government expenditure to GDP	Total government expenditure divided by GDP	Central Bank of Iran
Unemployment	UnEm	Ratio of unemployed labor force to total labor force	U nemployed labor force divided by total labor force	Statistical Center of Iran
S ubsidy-to-Government Expenditure Ratio	Subr	Ratio of government expenditure on subsidies	-	Central Bank of Iran

Results and Discussion

Using the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model, the asymmetric effects of economicinstability on poverty and income inequality were examined. Prior to estimation, stationarity tests including the Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron tests were performed, showing that some variables are stationary at levels while others require first differencing. The bounds test confirmed the existence of long-run relationships among poverty, income inequality, and explanatory variables. Diagnostic tests for normality, heteroskedasticity, serial correlation, and cumulative residuals confirmed the validity and stability of the model. Short-run results indicated that both increases and decreases in economic instability have a direct positive effect on poverty, with the impact of decreases being stronger than that of increases. Per capita income and government size exert negative effects, while economic growth and inflation increase poverty. In the long run, the asymmetric effect persists, with reductions in instability having a stronger impact on poverty. Per capita income and inflation also play a significant role in reducing household welfare and exacerbating inequality. Regarding income inequality, short-run effects reveal a direct and asymmetric impact of economic instability, with the Wald test confirming significant differences between the effects of increases and decreases. Per capita income and the subsidy-to-government-expenditure ratio negatively affect inequality, while inflation has a positive indirect effect, consistent with the inverted U-shaped Kuznets hypothesis. In the long run, economic instability continues to affect inequality asymmetrically, with reductions exerting stronger effects. Unemployment significantly increases inequality, and inflation particularly impacts low-income groups. Overall, the findings underscore that economic instability directly and asymmetrically affects both poverty and income inequality. Effective economic stabilization policies can therefore improve welfare, reduce disparities, and provide more equitable growth outcomes.

Conclusion

This study examined the effects of macroeconomic instability on poverty and income inequality in Iran overthe period 1984–2023 using an asymmetric approach.The results indicate that macroeconomic instability has a direct and asymmetric long-run effect on both poverty and income inequality, with reductions in instability producing stronger effects than increases. Inflation and economic growth contribute to higher poverty, while real per capita income has a negative effect on poverty. Income inequality is also influenced by economic instability, inflation, subsidies, and unemployment, with the Kuznets hypothesis being supported. Based on the findings, it is recommended that governments reduce economic instability, control inflation, design targeted subsidies, enhance public expenditure efficiency, promote inclusive growth and employment, and focus on human development to mitigate poverty and inequality. Thus, sustainable economic stability, an efficient government, and inclusive growth emerge as three key pillars for effective policymaking.

Additional information

Authors' Contributions

This article is derived from the Doctoral dissertation of ***Delshad Rahman Maraneh]*** in the field of Public Sector Economics, conducted under the supervision of Dr. **Shahryar Zaroki** and Dr. **Ahmad Jafari Samimi** with the advisement of Dr. **Mani Motameni**, in the Department of Theoretical Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Conflict of interest

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

Financial Support

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

ORCID

Delshad Rahman Maraneh *https://orcid.org/0009-0002-0727-6299*

Shahryar Zaroki *https://orcid.org/0000-0002-7078-4547*

Ahmad Jafari Samimi *https://orcid.org/0000-0002-9047-6189*

Mani Motameni *https://orcid.org/0000-0002-4814-3276*

نشریه 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 پنجم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵، صفحات: ۹۷ – ۱۳۶
DOI: 10.22034/jepr.2025.144051.1281

مقاله پژوهشی

تحلیل اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر خانوار و نابرابری درآمد در ایران**

دلشاد رحمان مرانه[۱]، شهریار زروکی*[۲]، احمد جعفری صمیمی[۳]، مانی مؤتمنی[۲]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
۲. دانشیار، گروه اقتصاد انرژی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۴/۱۹ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۹/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۲۴ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۰۱

چکیده

کاهش فقر و نابرابری از مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاری اقتصادی است و ثبات اقتصادی نقش اساسی در ایجاد زمینه رشد پایدار و بهبود توزیع درآمد دارد. در ایران نیز باتوجه‌به اهمیت این مسائل، پژوهش حاضر به بررسی اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر خانوار و نابرابری درآمد طی دوره ۱۳۶۳-۱۴۰۲ می‌پردازد. در این مطالعه، شاخص شکاف فقر و شاخص فوستر – گریر – توربک بر اساس داده‌های درآمد – هزینه خانوار محاسبه و الگوی اقتصادسنجی با استفاده از رهیافت خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که بی‌ثباتی اقتصادی در بلندمدت اثری مستقیم و نامتقارن بر فقر دارد، به‌گونه‌ای که کاهش بی‌ثباتی تأثیر مطلوب بیشتری نسبت به اثر نامطلوب افزایش آن دارد. همچنین تورم و رشد اقتصادی موجب افزایش فقر و درآمد سرانه موجب کاهش آن می‌شود، درحالی‌که اندازه دولت اثر معناداری ندارد. یافته‌ها درباره نابرابری درآمد نیز نشان می‌دهد که بی‌ثباتی اقتصادی در بلندمدت اثری مستقیم و نامتقارن دارد و کاهش بی‌ثباتی اثر مطلوب بیشتری نسبت به افزایش آن دارد. علاوه بر این، تورم، نسبت یارانه به مخارج دولت و بیکاری نابرابری را افزایش می‌دهند و باتوجه‌به اثر مستقیم درآمد سرانه و اثر معکوس مجذور آن، فرضیه کوزنتس رد نمی‌شود.

واژگان کلیدی: فقر خانوار، نابرابری درآمد، بی‌ثباتی اقتصادی، رهیافت نامتقارن، ایران

طبقه‌بندی JEL: C22, D63, I3

* **نویسنده مسئول:** شهریار زروکی آدرس رایانامه: Sh.zaroki@umz.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۱۶۲۵۶۵۷۲

** **یادداشت:** مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری *دلشاد رحمان مرانه* در رشته اقتصاد بخش عمومی در دانشگاه مازندران است.

استناد به مقاله: رحمان مرانه، دلشاد، زروکی، شهریار، جعفری صمیمی، احمد، موتمنی، مانی. (۱۴۰۵). تحلیل اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر خانوار و نابرابری درآمد در ایران. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۵(۱)، ۹۷-۱۳۶.
https://doi.org/10.22034/jepr.2025.144051.1281
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_64255.html

© نویسنده (گان)، ۲۰۲۶. *نشریه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، منتشر شده به‌صورت آنلاین توسط 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

یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران در هر کشوری کاهش فقر و نابرابری است. همان‌طور که از اهداف توسعه هزاره[1] هم مشخص است، اولین هدف این مجموعه ازبین‌بردن فقر است. در ایران نیز یکی از ویژگی‌ها در افق چشم‌انداز بیست‌ساله، برخورداری از فرصت‌های برابر و دور از فقر است. یکی از سیاست‌های مهم برنامه‌های توسعه در ایران نیز که هر پنج سال یک‌بار ارائه داده می‌شود، کاهش فقر است. علی‌رغم اینکه در اکثر کشورهای جهان فقر در حال کاهش است، در ایران روند فقر افزایشی است. به طور مثال، بانک جهانی در ارزیابی اخیر خود نشان می‌دهد که فقر در ایران با معیاری بالاتر از ۵ دلار در روز در حال افزایش است (World Bank, 2020).

نابرابری نیز در سال‌های اخیر همچنان چالشی مهم برای اکثر کشورهای درحال‌توسعه محسوب می‌شود (Kaulihowa & Adjasi, 2018). نابرابری درآمد، قادر به تأثیرگذاری بر متغیرهای مختلف اقتصادی و اجتماعی نظیر رشد اقتصادی، تراز حساب‌جاری، سلامت اجتماعی جامعه، میزان جرم و جنایت و کیفیت محیط‌زیست است (زروکی و همکاران، ۱۴۰۰). باتوجه‌به اثرپذیری دیگر متغیرها از نابرابری درآمد، می‌توان اظهار داشت که توزیع درآمد بر زندگی افراد جامعه در ابعاد اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی تأثیرگذار است. موضوع نابرابری توزیع درآمد در ایران نیز مسئله‌ای جدی و قابل‌بحث است. بر اساس آمارهای بانک جهانی نابرابری توزیع درآمد در بیشتر کشورهای جهان کمتر از ایران است و از این منظر، تحلیل و بررسی نابرابری درآمد و عوامل اثرگذار بر آن باهدف کنترل و کاهش این پدیده، دارای اهمیت است. در این راستا لازم است پیش از هر اقدامی جهت سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی برای کاهش فقر و نابرابری، با استفاده از شاخص‌های مربوطه وضعیت فقر و نابرابری را مشخص کرد. بررسی دقیق فقر از دو نظر دارای اهمیت زیادی است. نخست این‌که افراد فقیر و آسیب‌پذیر شناسایی می‌شوند. دوم آنکه می‌توان از آن برای بررسی اثر سیاست‌های اجرا شده بر ابعاد مختلف فقر استفاده کرد و این یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیشروی سیاست‌گذاران توسعه و رفاه است.

قبل از آنکه سِن[2] مفهوم فقر قابلیتی را معرفی کند، فقر باتوجه‌به درآمد یا هزینه افراد و بر اساس یک مقدار حداقل از این متغیرها تعریف می‌شد. توافق عمومی وجود دارد که مشخصه فقر، نداشتن منابع کافی برای دسترسی به کالاها و خدمات لازم برای حداقل یا از نظر اجتماعی استاندارد قابل‌قبول زندگی است. فقر را می‌توان به‌عنوان یک مفهوم مطلق یا نسبی‌بسته به اینکه آستانه فقر چگونه تعریف می‌شود، نگریست. بحثی طولانی در مورد اینکه آیا باید از یک آستانه مطلق یا نسبی برای تصمیم‌گیری در مورد اینکه چه کسی فقیر است یا نه استفاده شود، وجود دارد (Ravallion, 2010; Gordon, 2006). به‌عنوان یک مفهوم مطلق، فقر به سطحی از منابع اشاره دارد که با تغییر استاندارد زندگی عمومی در طول زمان تغییر نمی‌کند. در این مفهوم مطلق، فقر اغلب با آستانه پایین همراه است. به‌عنوان یک مفهوم نسبی، سطح محرومیت مرتبط با فقیر بودن در راستای تغییرات در استاندارد زندگی عمومی تغییر می‌کند (Yang, 2017). رین‌واتر[3] (۱۹۹۰) فقر را با استفاده از یک آستانه پولی تعریف کرد

1. Millennium Development Goals
2. Sen
3. Rainwater (1990)

که در درآمدی کمتر از آن برای برآورده‌کردن حداقل نیازهای یک زندگی سالم و مولد ناکافی تلقی می‌شد؛ بنابراین، مفهوم فقر مطلق با توانایی برآوردن مجموعه‌ای از حداقل نیازهای اساسی همراه است. مفهوم فقر نسبی معمولاً به تانسند[1] (۱۹۷۹) نسبت داده می‌شود. فقر نسبی به‌عنوان ناتوانی در کسب یک سطح معین از استانداردهای زندگی که در جامعه فعلی لازم یا مطلوب تشخیص داده می‌شود، تعریف شده است؛ بنابراین در تعریف فقر نسبی، به نابرابری در توزیع درآمد و ثروت بیش از میزان مطلق درآمد افراد توجه می‌شود.

درحالی‌که فقر را می‌توان به‌عنوان یک مفهوم مطلق یا نسبی در نظر گرفت، نابرابری همیشه یک مفهوم نسبی است. نابرابری مربوط به توزیع نابرابر منابع و فرصت‌ها در بین افراد، بین گروه‌های یک جمعیت یا بین کشورهاست که در یک مقطع زمانی مشخص یا در طول زمان رخ می‌دهد. نابرابری اقتصادی به‌طورکلی بر تفاوت درآمد، ثروت و مصرف متمرکز است، اگرچه بسیاری از نابرابری‌های مرتبط دیگر مانند نابرابری در تحصیلات یا بهداشت می‌توانند در نتیجه آن ایجاد شوند.

در ایران توجه به مسئله فقر و فقرزدایی متأثر از یک موج جهانی بوده است که کشورهای توسعه‌نیافته را بیش از سایر کشورها تحت‌تأثیر قرار داده است. در ایران اگر چه اقدامات مربوط به تأمین اجتماعی و حمایت از فقرا و آسیب‌پذیران سابقه‌ای دست‌کم ۴۰ساله دارد، ولی دستاورد برنامه‌ها از لحاظ آسیب‌پذیری درآمدی و کاهش فقر در کشور قابل‌توجه نیست (پیش بهار و همکاران، ۱۳۹۸). همچنین در ایران سیاست‌های مختلفی[2] جهت مقابله با فقر اجرا شده است؛ ولی عواملی نظیر رکود اقتصادی، تورم بالا، بیکاری شدید، تغییرات جمعیتی و یارانه‌های عام و غیرهدفمند باعث شده است تا اقتصاد ایران همچنان درگیر فقر و پیامدهای آن باشد؛ بنابراین پیش‌شرط اساسی توفیق در برنامه‌های کاهش فقر شناخت عوامل مؤثر بر فقر، سیاست‌گذاری و تدوین برنامه‌های مناسب برای کاهش فقر است. در این راستا و به طور ضمنی، حفظ ثبات اقتصادی برای کاهش فقر ضروری است.

روی دیگر ثبات اقتصادی، بی‌ثباتی در آن است. وقتی در مورد بی‌ثباتی اقتصادی صحبت می‌شود، منظور افزایش یک یا چند شاخص از شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصادی مانند نرخ تورم، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، انحراف در نرخ حقیقی ارز و نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است که از سیاست یا راهکارهای اعمال شده توسط دولت ناشی می‌شود (Fischer, 1993). درصورتی‌که نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی در سطح معقولی باشد و نرخ تورم نیز کم‌وبیش قابل‌پیش‌بینی باشد، نرخ حقیقی ارز رقابتی و نزدیک به سطح تعادلی و وضعیت نرخ بهره و تراز پرداخت‌ها مناسب رشد و توسعه باشد، اقتصاد شرایط با ثباتی خواهد داشت. ولی درصورتی‌که با نرخ‌های بالای تورم و کسری بودجه فزاینده و ناپایدار، نوسانات شدید نرخ حقیقی ارز و کسری مزمن تراز پرداخت‌ها مواجه باشیم، می‌توان گفت که محیط اقتصاد با شرایط بی‌ثباتی همراه است (Paul, 2002). ازآنجاکه کشورهای درحال‌توسعه غالباً با نرخ‌های بالای تورم، کسری بودجه فزاینده و ناپایدار، نوسانات شدید نرخ حقیقی ارز و کسری مزمن تراز پرداخت‌ها مواجه هستند، توجه به آن در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی از جمله برنامه‌های کاهش فقر و نابرابری درآمد، ضروری به نظر می‌رسد (Heipertz et al, 2010).

---

1. Townsend (1979)

۲ . مانند طرح سهمیه‌بندی و کوپن، مسکن مهر، سبد کالا، کمیته امداد، پرداخت‌های مستقیم دولت

باتوجه‌به اهمیت بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر و نابرابری در این مطالعه تلاش بر آن است تا در گام نخست فقر در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های خام درآمد - هزینه خانوار و بر مبنای شاخص فوستر، گریر و توربک[1] (FGT) محاسبه شود. در گام دوم نیز شاخص بی‌ثباتی اقتصادی بر مبنای بی‌ثباتی در چهار زیرشاخص با روش آرچ[2] و گارچ[3] برآورد شود. در گام سوم در قالبی نامتقارن و با استفاده از رهیافت خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی اثر بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر خانوار و نابرابری درآمد طی دوره ۱۴۰۲-۱۳۶۳ برآورد و تجزیه‌وتحلیل شد. بدین توضیح که وجود تفاوت در اثر افزایش‌ها در بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر خانوار و نابرابری از اثر کاهش‌ها در بی‌ثباتی اقتصادی آزمون خواهد شد. در این راستا چارچوب مقاله بدین شرح است که در ادامه و بعد از مقدمه، بخش دوم به ادبیات‌پژوهش با تمرکز بر ادبیات نظری و تجربی اختصاص‌یافته است. در بخش سوم به‌تصریح الگوی پژوهش، محاسبه شاخص فقر، نابرابری، بی‌ثباتی اقتصادی و توصیف داده‌ها پرداخته شده است. در بخش چهارم، تحلیل نتایج برآورد الگو در قالب نامتقارن صورت می‌گیرد و در نهایت جمع‌بندی و پیشنهادهای پژوهش ارائه می‌شود.

۲. ادبیات‌پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. فقر

ارائه تعریف جامع و دقیقی از فقر مشکل است. فقر را می‌توان از جهات گوناگون تعریف کرد. تانسند[4] در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ اعتقاد داشت که افراد، خانوارها و گروه‌های جمعیتی را زمانی می‌توان فقیر به‌حساب آورد که با فقدان منابع برای کسب انواع رژیم‌های غذایی، مشارکت در فعالیت‌ها و شرایط و امکانات معمول زندگی مواجه باشند. از دیدگاه بانک توسعه آسیا (۲۰۱۱)[5] فقر، محرومیت از دارایی‌ها و فرصت‌هایی است که هر فرد مستحق آنها است. روان‌تری و بوت[6] نیز در اواخر قرن نوزدهم تلاش کردند که بین فقر نسبی و مطلق تمایز قائل شوند. از دیدگاه آنها فقر مطلق به‌عنوان ناتوانی در کسب حداقل استاندارد زندگی تعریف شده است و بستگی به چگونگی تعریف حداقل معاش دارد و فقر نسبی به‌عنوان ناتوانی در کسب یک سطح معین از استانداردهای زندگی که در جامعه فعلی، لازم یا مطلوب تشخیص داده می‌شود، تعریف شده است (ارضروم چیلر، ۱۳۸۴). فقر در واقع فقدان منابع و امکانات است که در نتیجه آن محرومیت در اشکال مختلف ظاهر می‌شود؛ بنابراین می‌توان فقر را به‌صورت مستقیم و با معیار درآمد (تک‌بُعدی) و همچنین می‌توان به‌صورت غیرمستقیم و درنظرگرفتن معیارهایی که خانوار در صورت محرومیت از آن‌ها فقیر محسوب می‌شود (چندبُعدی) سنجید. در رویکرد تک‌بعدی، شاخص فقر باتوجه‌به درآمد یا هزینه‌های مصرفی خانوار محاسبه می‌شود.

---

1. Foster, Greer & Thorbecke
2. ARCH
3. GARCH
4. Townsend
5. Asian Development Bank (2011)
6. Roentree & Booth

باتوجه‌به رویکرد درآمدی به فقر و تعریف‌هایی از فقر که بر اساس این رویکرد صورت‌گرفته است، شاخص‌هایی جهت اندازه‌گیری فقر درآمدی معرفی شده‌اند. یکی از این شاخص‌ها، شاخص نسبت افراد فقیر یا سرشمار است که برابر با تعداد افراد فقیر نسبت به تعداد کل افراد جامعه است. مقدار این شاخص زمانی که هیچ فقیری در جامعه وجود ندارد صفر و زمانی که درآمد همه افراد جامعه کمتر از خط‌فقر باشد، یک است. کاربرد این شاخص باتوجه‌به برخی مشکلات با محدودیت‌هایی روبرو است. یکی از اشکالات اساسی این شاخص این است که به انتقال درآمد بین فقیرها و حتی بین فقیرها و غیر فقیرها و همچنین نسبت به کاهش درآمد فقرا حساس نیست. یکی دیگر از این شاخص‌ها، شاخص نسبت شکاف درآمدی یا شاخص شکاف فقر[1] است که فاصله درآمد افراد فقیر تا خط‌فقر را به‌صورت نسبتی از خط‌فقر بیان می‌کند. این شاخص نشان‌دهنده شدت و عمق فقر است. اگر دو شاخص نسبت افراد فقیر و نسبت شکاف درآمدی همراه هم به کار گرفته شوند، می‌توانند به‌صورت کامل و روشن‌تری فقر را نشان دهند. در نهایت می‌توان به شاخص فوستر، گریر و توربک که از دیگر شاخص‌های سنجش فقر بر اساس رویکرد درآمدی است، اشاره کرد که بیانگر عمق و شکاف فقر است و به‌صورت هم‌زمان درصد افراد فقیر، فاصله آن‌ها از خط‌فقر و شدت فقر را بررسی می‌کند و در آن فقر به‌صورت تابعی از نسبت شکاف فقر در نظر گرفته می‌شود (عصاری و مزینانی، ۱۳۹۰). باتوجه‌به رویکرد چندبعدی، ریشه و علت اصلی فقر را نمی‌توان فقط کمبود یا نبود درآمد دانست، بلکه ریشه‌های اصلی آن در فقدان شرایطی است که امکان خروج از وضعیت فقر را برای افراد فقیر فراهم می‌کند. سن معتقد است که هدف از توسعه بهبود و ارتقای توانایی‌های افراد و گسترش آن‌ها است؛ بنابراین نمی‌توان فقیر را به‌عنوان کسی که درآمد ندارد تعریف نمود. بلکه فقیر کسی است که توانایی خارج‌شدن از وضعیت فقر را ندارد.

۳-۱-۲. نابرابری درآمد

نابرابری مربوط به توزیع نابرابر منابع و فرصت‌ها در بین افراد، بین گروه‌های یک جمعیت یا بین کشورها است که در یک مقطع زمانی مشخص یا در طول زمان رخ می‌دهد. نابرابری اقتصادی به‌طورکلی بر تفاوت درآمد، ثروت و مصرف متمرکز است. اگرچه بسیاری از نابرابری‌های مرتبط دیگر مانند نابرابری در تحصیلات یا بهداشت می‌توانند در نتیجه آن ایجاد شوند. شاخص‌های نابرابری را می‌توان در دوطبقه کلی دسته‌بندی کرد. یک دسته از این شاخص‌ها میزان نابرابری را در یک مفهوم عینی اندازه‌گیری می‌کنند که معمولاً با استفاده از شاخص‌های آماری تغییر نسبی درآمد، مانند واریانس، ضریب تغییر و ضریب جینی صورت می‌گیرد. دسته دیگر این شاخص‌ها نابرابری را بر حسب مفهومی هنجاری از رفاه اجتماعی اندازه‌گیری می‌کنند. به‌نحوی که درجه نابرابری بیشتر منعکس‌کننده سطح پایین‌تر رفاه اجتماعی برای سطح معینی از درآمد کل است. از انواع این شاخص‌ها می‌توان به شاخص آتکینسون[2] و تایل[3] اشاره کرد (راغفر و همکاران، ۱۳۹۰). این موضوع که چگونه محیط اقتصاد بر توزیع درآمد تأثیر می‌گذارد از زمان کوزنتس[4] (۱۹۵۵) بحث مهمی در میان اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده

1. Poverty Gap
2. Atkinson
3. Tyle
4. Kuznets (1955)

است. درارتباط‌با ارتباط رشد اقتصادی و نابرابری درآمد، کوزنتس این فرض را بیان می‌کند که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، در اثر افزایش تولید (درآمد سرانه)، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد تا اینکه به نقطه بیشینه (رسیدن به سطح مشخصی از توسعه) می‌رسد. سپس نابرابری درآمد در اثر افزایش تولید، روند کاهشی خواهد داشت. این الگوی حرکتی نابرابری درآمد در دو مرحله مختلف از توسعه اقتصادی را فرضیه U وارونه کوزنتس می‌نامند (Younsi & Bechtini, 2020).

۳-۱-۲. ثبات اقتصادی، فقر و نابرابری درآمد

مفهوم بی‌ثباتی اقتصادی، همچون برخی از مفاهیم پایداری علم اقتصاد دارای معنی روشن و ثابتی نیست. ولی آنچه کاملاً مشهود بوده این است که بی‌ثباتی اقتصادی با مسائلی چون نرخ‌های تورم بالا، نوسانات شدید نرخ ارز، بی‌ثباتی تراز پرداخت‌ها و کسری بودجه ارتباط دارد (Eghbali et al, 2003). وقتی در مورد بی‌ثباتی اقتصادی صحبت می‌شود، منظور افزایش یک یا چند شاخص از شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصادی مانند نرخ تورم، نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، انحراف در نرخ حقیقی ارز و نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است که از سیاست یا راهکارهای اعمال شده توسط دولت ناشی می‌شود (Fischer, 1993). درصورتی‌که نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی در سطح معقولی باشد و نرخ تورم نیز کم‌وبیش قابل‌پیش‌بینی باشد، نرخ حقیقی ارز رقابتی و نزدیک به سطح تعادلی و وضعیت نرخ بهره و تراز پرداخت‌ها مناسب رشد و توسعه باشد، اقتصاد شرایط با ثباتی خواهد داشت. ولی درصورتی‌که با نرخ‌های بالای تورم و کسری بودجه فزاینده و ناپایدار، نوسانات شدید نرخ حقیقی ارز و کسری مزمن تراز پرداخت‌ها مواجه باشیم، می‌توان گفت که محیط اقتصادی با شرایط بی‌ثباتی همراه است(Paul, 2002).

نوسانات اقتصادی به تغییرات کوتاه‌مدت متغیرهای اقتصادی مرتبط هستند. این متغیرها به‌عنوان مجراهای واسط نهادها و عوامل بی‌ثبات‌کننده اقتصادی عمل می‌کنند. آژانس توسعه بنگاه‌های نروژ[1]، نوسان کوتاه‌مدت در متغیرهای اقتصادی از قبیل تولید ناخالص داخلی، تورم، کسری بودجه و حساب‌جاری را بی‌ثباتی اقتصادی تعریف می‌کند. در این دیدگاه بی‌ثباتی اقتصادی می‌تواند رشد بالقوه بلندمدت را از طریق کاهش در تمایل به سرمایه-گذاری تضعیف کند. بر اساس ضوابط ماستریخت[2] نیز ثبات اقتصادی از طریق تورم پایین و باثبات، نرخ بهره بلندمدت پایین، نسبت اندک بدهی به تولید ناخالص داخلی، کسری‌های پایین دولت و نرخ ارز باثبات سنجیده می‌شود (Financial Glossary, 2011). به‌طورکلی و بر اساس آنچه ذکر شد در تعریف یک محیط باثبات اقتصادی بر پنج شاخص نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، وضعیت مالی دولت و وضعیت تراز پرداخت‌ها تأکید می‌گردد (Ficher, 1988). ازآنجاکه کشورهای درحال‌توسعه غالباً با نرخ‌های بالای تورم، کسری بودجه فزاینده و ناپایدار، نوسانات شدید نرخ حقیقی ارز و کسری مزمن تراز پرداخت‌ها مواجه هستند، توجه به آن در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی از جمله برنامه‌های کاهش فقر و نابرابری درآمد، ضروری به نظر می‌رسد (Heipertz et al, 2010).

---

1. Norwegian Agency for Development Corporation
2. Maastricht

ثبات اقتصادی که شرط اولیه ایجاد اعتماد در سرمایه‌گذاری و رسیدن به رشد پایدار است، یکی از مهم‌ترین جنبه‌ها در راهبُردهای کاهش فقر و نابرابری نیز است. وجود و افزایش بی‌ثباتی اقتصادی به‌عنوان پدیده‌ای نامطلوب، هزینه‌های اقتصادی - اجتماعی زیادی برای جامعه به دنبال دارد. در مطالعه‌های صورت‌گرفته از سوی فریرا و کیلی[1] (۱۹۹۹) و لاستیگ و والتون[2] (۱۹۹۸) به مجراهای مختلفی اشاره شده که از طریق آن‌ها بی‌ثباتی اقتصاد کلان، فقر و نابرابری را متأثر می‌سازد. مجراهای مذکور را می‌توان به پنج دسته تقسیم کرد.

۱- تغییر قیمت‌های نسبی: تکانه‌ها از قبیل نوسان نرخ ارز، قیمت کالا، خدمات و سیاست‌ها از قبیل اصلاحات تجاری و تغییرات در مالیات یا یارانه، قیمت‌های نسبی را متأثر می‌کنند. این تغییرات قیمتی نیز سودآوری بخش‌ها و دستمزدهای اسمی و سطوح اشتغال را تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. برای مثال کاهش ارزش پول ناشی از انقباض مالی حاکی از آن است که قیمت کالاهای قابل تجارت باید نسبت به دیگر کالاهای غیر قابل تجارت افزایش یابد. اگر فقرا عرضه‌کننده کالاهای قابل تجارت (غیر قابل تجارت) باشند و یا تمایل داشته باشند در صنایع تولیدکننده این کالاها کار کنند، از این انقباض مالی از طریق تغیر در قیمت‌های نسبی منفعت (زیان) خواهند برد.

۲- تغییر در تقاضای کار: تکانه‌ها در کوتاه‌مدت خانوارها را از طریق کاهش در تقاضای نیروی کار ناشی از کاهش در تقاضای کل برای کالاها و خدمات تحت‌تأثیر قرار می‌دهند.

۳- بازدهی دارایی‌های فیزیکی: تغییر بازدهی می‌تواند نرخ پس‌انداز خانوار را متأثر کند، درحالی‌که بخشی از درآمدهای غیرکاری از همین پس‌اندازها حاصل می‌شود. تغییر مذکور همچنین بر بدهی خانوارها و توانایی آن‌ها در مقابله با بی‌ثباتی اقتصاد کلان و تکانه‌های اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

۴- انتقالات عمومی: کاهش پرداخت‌های انتقالی، ارائه خدمات اجتماعی و همچنین دسترسی فقرا به این خدمات را به‌ویژه در زمانی که درآمدهایشان کاهش‌یافته است محدود می‌کند.

۵- اثرات بر سرمایه اجتماعی: بی‌ثباتی و تکانه‌های اقتصاد کلان ممکن است مهاجرت را افزایش داده و به شکست میان گروه‌های قومی، اجتماعی و مذهبی بینجامد.

منبع این نظریه را که بی‌ثباتی اقتصادی تأثیر منفی بر رفاه انسان دارد را می‌توان در مطالعه پتری[3] (۱۹۹۳) پیدا کرد. افزایش بی‌ثباتی اقتصادی، ساختار و امنیت اقتصادی کشور را مختل می‌کند و با هزینه‌هایی که بر زندگی اشخاص وارد می‌کند، به کاهش در رفاه خانوارها منجر می‌شود (گیلک حکیم‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۶). بی‌ثباتی اقتصادی همچنین باعث کاهش رشد اقتصادی، کاهش سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه بخش خصوصی و انحراف در توزیع درآمد می‌شود؛ بنابراین یکی از مهم‌ترین راهبُردها در کاهش فقر و چشم‌انداز مثبت برای سرمایه‌گذاری و رسیدن به رشد پایدار و در نتیجه کاهش فقر و نابرابری، ثبات اقتصادی است. بی‌ثباتی در اقتصاد شرایطی را ایجاد می‌کند که برای بهره‌مندی از آن نیاز به هزینه‌های بالای مبادلات است. به دلیل اینکه که همه

1. Ferreira & Keely (1999)
2. Lustig & Walton (1998)
3. Petri (1993)

اعضای جامعه قادر نیستند این هزینه‌ها را پرداخت کنند، منافع بین اعضای جامعه به‌صورت برابر توزیع نمی‌شود که این امر باعث به‌وجودآمدن نابرابری شده و در نتیجه موجب کاهش توسعه اجتماعی می‌گردد.

ادبیات نشان می‌دهد عوامل متعددی نظیر تورم بالا، بدهی‌های خارجی بسیار زیاد، نوسانات بالای نرخ حقیقی ارز و کسری تراز پرداخت‌ها باعث ایجاد فقر و نابرابری درآمد در کشورهای درحال‌توسعه می‌شود. در این زمینه هاسمن و گاوین[1] (۱۹۹۶) نشان داده‌اند که در اقتصادهایی که بی‌ثباتی اقتصادی بیشتر است، توزیع درآمد نیز بسیار نامتعادل‌تر است. رامی و رامی[2] (۱۹۹۴) نیز بر این باورند که در کشورهای درحال‌توسعه که تلاطم تولید و نوسانات اقتصادی بالاتر است، رفاه اجتماعی نیز کمتر است. مشاهده شده است که کشورهای توسعه‌یافته که دارای حداقل بی‌ثباتی اقتصادی هستند، نابرابری نسبتاً پایین و رشد اقتصادی باثباتی را تجربه کرده‌اند (Ditta & Hayat, 2017). پس از اهداف توسعه هزاره، کاهش اختلاف درآمد و بی‌ثباتی اقتصادی از اهداف اصلی کشورهای عضو سازمان ملل متحد است. بی‌ثباتی اقتصادی نه‌تنها هدف سیاست‌گذار طبیعی دولت‌ها است، بلکه می‌تواند به‌عنوان عامل مهمی بر توزیع درآمد نیز تلقی شود (Ali, 2016). دیمری و ادیسون[3] (۱۹۸۷) اشاره می‌کنند که افزایش تورم، کسری تراز پرداخت‌ها و کسری بودجه باعث ایجاد مشکلات توزیعی می‌شود.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

مطالعات متنوعی در ارتباط با تأثیر بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر و نابرابری به‌صورت جداگانه و تأثیر زیرشاخص‌های بی‌ثباتی به‌صورت جداگانه بر فقر و نابرابری صورت‌گرفته است. در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود.

نوفرستی و محمدی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای برای ایران طی دوره زمانی (۱۳۹۳-۱۳۸۳) با استفاده از روش خودرگرسیون برداری[4] نشان دادند که علی‌رغم اینکه شوک نرخ ارز و تورم در مناطق روستایی اثر قابل‌توجهی بر نابرابری نداشته است، اما در مناطق شهری باعث افزایش نابرابری درآمدی می‌شود.

رحمانی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای برای ۴۰ کشور درحال‌توسعه طی دوره زمانی (۲۰۱۰-۱۹۹۷) با استفاده از الگوی رگرسیونی مبتنی بر داده‌های تابلویی[5] نشان دادند که افزایش بی‌ثباتی سیاست‌های اقتصادی موجب افزایش ضریب جینی شده و نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد.

کمیجانی و محمدزاده (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای در ایران طی دوره (۱۳۸۸-۱۳۶۳) با استفاده از روش رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط[6] نشان دادند که تورم، بیکاری، مخارج دولت و سهم ۱۰ درصد ثروتمند به فقیر باعث افزایش فقر و سهم ۴۰ درصد فقیر و افزایش یارانه کالاهای اساسی فقر را کاهش می‌دهند. علاوه بر این تورم، بیکاری، نسبت سهم ۱۰ درصد بالا به فقیر و یارانه کالاهای اساسی به نفع ثروتمندها عمل کرده و باعث افزایش نابرابری می‌شود و افزایش سهم ۴۰ درصد فقیر نیز به نفع افراد با درآمد پایین عمل کرده و باعث کاهش نابرابری می‌شود.

---

1. Hausman & Gavin (1996)
2. Ramey & Ramey (1994)
3. Demery & Addison (1987)
4. Vector Autoregression
5. Panel Data Regression
6. Seemingly Unrelated Regression

ملکی (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای برای ایران طی دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۵۷) با استفاده از الگوی خود توضیح برداری به این نتیجه رسیدند که نااطمینانی نرخ ارز، باعث افزایش در نابرابری درآمد می‌شود. علاوه بر این در کوتاه‌مدت رشد اقتصادی و مخارج دولتی نابرابری را افزایش و نرخ واقعی ارز آن را کاهش می‌دهد. ولی نرخ حقیقی ارز در بلندمدت باعث افزایش نابرابری می‌شود.

زروکی و همکاران (۱۴۰۰) طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۷ با استفاده از رهیافت خود توضیح با وقفه‌های گستردهٔ غیرخطی[1] برای ایران نشان دادند که در هر دو قالب متقارن و نامتقارن، بی‌ثباتی اقتصاد کلان، اثری مستقیم بر توزیع درآمد دارد؛ به‌نحوی که بر مبنای الگوی نامتقارن، افزایش‌ها در بی‌ثباتی اقتصاد کلان، نابرابری درآمد را افزایش (اثر نامطلوب)، و کاهش‌ها در آن، نابرابری را کاهش (اثر مطلوب) می‌دهد. از حیث اندازه اثر، کاهش‌ها در بی‌ثباتی اقتصاد کلان، بیش از افزایش‌ها در بی‌ثباتی بر نابرابری درآمد اثرگذار است. علاوه بر این، در هر دو قالب متقارن و نامتقارن، افزایش در مالیات مستقیم و قیمت انرژی، نابرابری درآمد را کاهش و افزایش در مالیات غیرمستقیم، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. همچنین در این پژوهش، فرضیه کوزنتس رد نمی‌شود.

حبیبی و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گستردهٔ غیرخطی طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۹ تا ۱۴۰۰ برای کشور ایران نشان دادند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت بلایای طبیعی، شاخص جهانی‌شدن، تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمدی دارند. همچنین، شاخص آموزش، مجذور تولید ناخالص داخلی و توسعهٔ مالی اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمدی دارند. نتایج رابطهٔ درجهٔ دوم نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در این مطالعه فرضیهٔ کوزنتس را تأیید می‌کند. همچنین، نتایج، اثر نامتقارن توسعهٔ مالی و جهانی‌شدن بر نابرابری درآمدی را تأیید می‌کند.

رفعت میلانی و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از روش غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم[2] طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۱ برای اقتصاد ایران نشان دادند که اثرات اولیه بدهی‌های دولت بر متغیر شاخص فقر منفی و معنادار شده، ولی اثرات ثانویه مثبت و معنادار بوده است، لذا برآیند کل نشان داد که افزایش بدهی‌های دولت منجر به افزایش ۲/۸۰۱ درصدی در فقر خواهد شد. نرخ تورم و رشد جمعیت در هر دو رژیم دارای اثرات مثبت و معناداری بر فقر بودند. همچنین اثرات متغیرهای حکمرانی، توسعه انسانی و رشد تولید ناخالص داخلی در رژیم اول بر فقر مثبت بوده؛ ولی در رژیم دوم این اثرات منفی و کاهش‌دهنده فقر بوده است.

حاجیلی دوجی و علمی (۱۴۰۳) طی دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۱ برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منطقه منا)[3] با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[4] نشان دادند که شاخص ثبات سیاسی، شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی، تولید ناخالص داخلی سرانه اثر منفی و متغیرهای شاخص کیفیت مقررات تنظیمی و اندازه دولت اثر مثبت بر نابرابری درآمدی دارند. همچنین متغیرهای نرخ تورم و سرمایه گذاری مستقیم خارجی با اثر مثبت بی معنی بودند.

---

1. Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)
2. Nonlinear Smooth Transition Regression Model (STR)
3. MENA Region
4. Systemic Generalized Moments Method

اوبی (۲۰۰۷)[1] در مطالعه کشور نیجریه طی دوره زمانی (۱۹۹۸-۱۹۷۰) با استفاده از مدل تعادل عمومی (CGE) نتیجه گرفت که درآمد دولت به طور مثبت درآمد را بازتوزیع می‌کند؛ ولی مخارج دولت ابزار مهم و مؤثر بازتوزیع درآمد و کاهش فقر است.

علی (۲۰۱۶)[2] در مطالعه‌ای برای پاکستان طی دوره زمانی (۲۰۱۵-۱۹۸۰) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری به این نتیجه رسید که بین بی‌ثباتی و نابرابری درآمد در پاکستان رابطه بلندمدت وجود دارد. همچنین، نشان می‌دهد که بی‌ثباتی اقتصادی، تأثیر عمیقی بر نابرابری درآمد در پاکستان دارد.

دیتا و حیات (۲۰۱۷)[3] در مطالعه‌ای برای کشورهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی (۲۰۱۴-۱۹۹۲) با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و میانگین گروهی تلفیقی نشان دادند که بی‌ثباتی اقتصادی به طور قابل‌توجهی باعث افزایش در نابرابری درآمد می‌شود. همچنین با افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و هزینه-های بهداشت عمومی در کشورهای درحال‌توسعه، نابرابری درآمد می‌تواند کاهش یابد.

بودئا و همکاران (۲۰۲۱)[4] در مطالعه‌ای برای ۶۶ کشور طی دوره زمانی (۲۰۰۹-۱۹۶۰) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی و الگوی تصحیح خطا نشان دادند که وقوع بحران‌های بانکی، ارزی، تورمی و بدهی منجر به افزایش نابرابری درآمد در بلندمدت می‌شود. یافته‌های این تحقیق تأکید می‌کند که بی‌ثباتی‌های مالی می‌تواند به تشدید شکاف طبقاتی و افزایش آسیب‌پذیری گروه‌های کم‌درآمد منجر شود.

نگوبانه و همکاران (۲۰۲۳)[5] در مطالعه‌ای طی دوره (سه‌ماهه اول ۲۰۰۰ تا سه‌ماهه چهارم ۲۰۲۱) برای آفریقای جنوبی با استفاده از روش‌های خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده خطی و غیرخطی نشان دادند که بر اساس شواهد خطی، رشد اقتصادی در بلندمدت فقر را کاهش می‌دهد، درحالی‌که بیکاری در بلندمدت فقر را افزایش می‌دهد. شواهد نامتقارن تأیید کرد که اگرچه شوک‌های منفی رشد اقتصادی نرخ فقر را کاهش می‌دهد، شوک‌های مثبت رشد اقتصادی نرخ فقر را کاهش می‌دهد. ازسوی‌دیگر، نرخ فقر به طور هم‌زمان در نتیجه شوک‌های مثبت و منفی نرخ بیکاری افزایش می‌یابد.

عبدی و همکاران (۲۰۲۵)[6] در مطالعه خود برای کشور سومالی طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ با استفاده از رویکرد خود توضیح با وقفه‌های گسترده نشان دادند که تولید ناخالص داخلی سرانه در ابتدا نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد و از فرضیه منحنی کوزنتس پشتیبانی می‌کند، اما این اثر با بلوغ اقتصاد کاهش می‌یابد. جهانی‌شدن به طور مداوم نابرابری درآمد را در بلندمدت و کوتاه‌مدت تشدید می‌کند. برعکس، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کیفیت نهادی فقط در کوتاه‌مدت به طور قابل‌توجهی با کاهش نابرابری درآمد مرتبط هستند. نرخ بیکاری بالاتر و تورم به طور قابل‌توجهی نابرابری درآمد را در سومالی در هر دو بازه زمانی افزایش می‌دهند.

---

1. Obi (2007)
2. Ali (2016)
3. Hayat & Ditta (2017)
4. Bodea et al. (2021)
5. Ngubane
6. Abdi et al. (2025)

خالد و همکاران (۲۰۲۳)[1] در مطالعه‌ای برای کشورهای آسیای جنوبی طی دوره زمانی (۲۰۲۱-۱۹۹۱) با استفاده از مدل اثرات ثابت نشان داد که بی‌ثباتی اقتصاد کلان و سرمایه مستقیم خارجی، نابرابری درآمد را به طور معناداری افزایش می‌دهد، درحالی‌که افزایش نرخ مشارکت نیروی کار موجب کاهش نابرابری می‌شود.

الشهاونی و الازهری (۲۰۲۴)[2] در مطالعه ۲۷ استان کشور مصر طی دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸ با استفاده از مدل رگرسیون دوطرفه با اثر ثابت[3] نشان دادند که تنها هزینه‌های اجتماعی دولت به طور قابل‌توجهی بر کاهش فقر در سطح ملی تأثیر می‌گذارد. هزینه‌های بهداشت، آموزش و اجتماعی دولت، به‌ویژه در مصر علیا و قاهره، تأثیرات منفی قابل‌توجهی بر فقر در سطح منطقه نشان دادند.

مایر (۲۰۰۴)[4] در مقاله‌ای برای کشوهای درحال‌توسعه طی دوره زمانی (۱۹۹۹-۱۹۷۰) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی نشان داد که سطوح بالای بدهی خارجی بدون اینکه اثر قابل‌توجهی بر نرخ رشد داشته باشد، اثر منفی بر سطح درآمد ۴۰ درصد فقیرترین افراد جامعه دارد. همچنین کاهش سطوح بدهی خارجی اثر مثبت بر فقرا دارد؛ ولی اگر تمام بدهی خارجی آزاد شود، برای فعالیت‌های مربوط به کاهش فقر منابع لازم را به دست نمی‌دهد.

برین و گارسیا پنالوسا (۲۰۰۵)[5] در مقاله‌ای برای کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه طی دوره زمانی (۱۹۹۰-۱۹۶۰) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[6] نشان دادند که نوسان بیشتر ستاده که از طریق انحراف معیار نرخ رشد ستاده تعریف شده است با ضریب جینی بالاتر و سهم درآمدی دهک‌های بالاتر رابطه دارد. همچنین نشان دادند که یک کاهش در نوسان اقتصادی اثر زیادی بر نابرابری داشته است.

گلزر (۲۰۲۵)[7] در مطالعه خود برای ۲۰ کشور آمریکای لاتین طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۴ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی نشان می‌دهد که درحالی‌که وجوه ارسالی عموماً نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهند، اثر برابرسازی آنها در محیط‌های تحت‌تأثیر جنگ به طور قابل‌توجهی تقویت می‌شود. بررسی‌های استحکام با استفاده از معیارهای نابرابری جایگزین نشان می‌دهد که این اثر در کاهش نابرابری بین فقیرترین و ثروتمندترین خانوارها بیشترین تأثیر را دارد و اثرات آن در بین گروه‌های با درآمد متوسط ضعیف‌تر است. سایر نتایج نیز نشان داد که نرخ بیکاری و درآمد سرانه اثر منفی و آزادسازی تجاری و تورم باعث افزایش نابرابری درآمدی شده است.

عبدی و همکاران (۲۰۲۵)[8] در مطالعه خود برای کشور سومالی طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ با استفاده از رویکرد خود توضیح با وقفه‌های گسترده نشان دادند که تولید ناخالص داخلی سرانه در ابتدا نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد و از فرضیه منحنی کوزنتس پشتیبانی می‌کند، اما این اثر با بلوغ اقتصاد کاهش می‌یابد. جهانی‌شدن به

---

1. Khalid et al. (2024)
2. Elshahawany & Elazhary
3 The Two-Way Fixed Effect Regression Model
4. Maier (2004)
5. Garsia-Penalosa & Breen (2005)
6. Ordinary least squares (OLS)
7. Glezer (2025)
8. Abdi et al. (2025)

طور مداوم نابرابری درآمد را در بلندمدت و کوتاه‌مدت تشدید می‌کند. برعکس، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کیفیت نهادی فقط در کوتاه‌مدت به طور قابل‌توجهی با کاهش نابرابری درآمد مرتبط هستند. نرخ بیکاری بالاتر و تورم به طور قابل‌توجهی نابرابری درآمد را در سومالی در هر دو بازه زمانی افزایش می‌دهند.

سیمیونسکو (۲۰۲۵)[1] در مطالعه ۲۷ کشور عضو اتحادیه اروپا طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۳ با استفاده از روش تکنیک پیشرفته هم جمعی[2] نشان می‌دهد که توسعه مالی و اعتبار خصوصی، نابرابری درآمد را کاهش داده‌اند. بااین‌حال، یک سیستم بانکی رقابتی‌تر و متمرکزتر، نابرابری را افزایش می‌دهد. یک سیستم مالی بازارمحورتر می‌تواند نابرابری درآمد را، به‌ویژه در طول بحران‌های بانکی، کاهش دهد. تجزیه‌وتحلیل مبتنی بر سایر معیارهای نابرابری، مانند سهم درآمد برای ۱ درصد و ۱۰ درصد برتر و ۵۰ درصد پایین، نشان می‌دهد که توسعه مالی سهم ثروتمندترین افراد را افزایش می‌دهد. همچنین آزادسازی تجاری و تولید ناخالص داخلی باعث کاهش نابرابری و ارزش بازار سرمایه باعث افزایش نابرابری درآمدی شده است.

آیاش و همکاران (۲۰۲۵)[3] در مطالعه کشورهای آس آن[4] طی دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۲۳ با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده افزایش‌یافته مقطعی[5] نشان دادند که عوامل اقتصاد کلان، از جمله تشکیل سرمایه ناخالص، تورم، بیکاری و رشد جمعیت، نابرابری درآمد را افزایش دادند، درحالی‌که باز بودن تجارت آن را کاهش داد. همچنین رشد اقتصادی اثر مثبت و مجذور آن اثر منفی بود که فرضیه منحنی کوزنتس (KCH)[6] در این کشورها صادق است.

۲-۳. جمع‌بندی ادبیات و نوآوری پژوهش

مرور ادبیات تجربی مرتبط با موضوع نشان می‌دهد که مطالعات انجام‌شده در این حوزه بسیار محدود بوده و پژوهش حاضر باهدف پر کردن این خلأ تحقیقاتی انجام شده است. بخش عمده‌ای از تحقیقات پیشین به‌صورت منفرد به بررسی متغیرهایی همچون تورم، بیکاری، کسری بودجه و سایر شاخص‌های کلان اقتصادی پرداخته‌اند. در این میان، تنها مطالعات خالد و همکاران (۲۰۲۳) و زروکی و همکاران (۱۴۰۰) از شاخص ترکیبی بی‌ثباتی اقتصاد کلان بهره گرفته‌اند. براین‌اساس، پژوهش حاضر از دو جهت اساسی با مطالعات پیشین تمایز دارد. نخست، اغلب تحقیقات گذشته مبتنی بر الگوهای خطی بوده‌اند، درحالی‌که در این مطالعه با استفاده از چارچوب روابط غیرخطی، اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمدی بررسی و تحلیل شده است. دوم، در زمینه محاسبه شاخص بی‌ثباتی اقتصادی، این پژوهش برخلاف بسیاری از مطالعات پیشین که از روش‌های ساده یا مستقیم استفاده کرده‌اند، از مدل خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) بهره می‌گیرد که دقت بیشتری در اندازه‌گیری نوسانات و نااطمینانی‌های اقتصادی فراهم می‌سازد.

---

1. Simionescu (2025)
2. Continuously Updated and Bias-Corrected (CUP-BC) Estimates
3. Ayyash
4. ASEAN-5
5. The Cross-sectionally Augmented Auto-regressive Distributed Lag (CS-ARDL)
6. Kuznets curve hypothesis (KCH)

۳. روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش باهدف بررسی اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقرخانوار و نابرابری درآمد در ایران انجام شده است. ازاین‌رو تمرکز در تصریح الگوی پژوهش، بر آن است تا اثر افزایش‌ها در بی‌ثباتی از اثر کاهش‌ها در آن تفکیک گردد؛ لذا جهت برآورد الگوی پژوهش از رویکرد خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL) ارائه شده توسط شین و دیگران (۲۰۱۴)[1] استفاده شده است. در مطالعه یاد شده بحثِ عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است؛ بنابراین این برآوردگر یک رگرسیون نامتقارن است که در آن نیاز است تا متغیرهای مستقل به‌صورت جزئی‌تر تجزیه شود. یعنی متغیر مستقل بی‌ثباتی اقتصادی به شکل تجزیه می‌شود. به‌نحوی که انباشت جزئی در تغییرات بی‌ثباتی اقتصادی به شکل رابطه (۱) است.

$$\begin{cases} EcoII_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta EcoII_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \text{Max}\,(\Delta EcoII_j\,, 0) \\ EcoII_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta EcoII_j^- = \sum_{j=1}^{t} \text{Min}\,(\Delta EcoII_j\,, 0) \end{cases} \quad (۱)$$

بنابراین، الگوهای پژوهش باتوجه‌به اهداف و ادبیات موضوع مبتنی بر رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی به‌صورت روابط ۱ تا ۳ تصریح می‌شوند.

$$FGT_t = \beta + \gamma_1 EcoII_t^+ + \gamma_2 EcoII_t^- + \theta_1 EG_t + \theta_2 IPC_t + \theta_3 Inf_t + \theta_4 GS_t + \varepsilon_t \quad (۲) \text{ مدل ۱}$$

$$PGR_t = \beta + \gamma_1 EcoII_t^+ + \gamma_2 EcoII_t^- + \theta_1 EG_t + \theta_2 IPC_t + \theta_3 Inf_t + \theta_4 GS_t + \varepsilon_t \quad (۳) \text{ مدل ۲}$$

$$Ten_t = \beta + \gamma_1 EcoII_t^+ + \gamma_2 EcoII_t^- + \theta_1 IPC_t + \theta_2 IPC_t^2 + \theta_3 SubR_t + \theta_4 Inf_t + \theta_5 UnEm_t + \varepsilon_t \quad (۴) \text{ مدل ۳}$$

متغیر وابسته رابطه ۲ و ۳ شاخص فقر است که باتوجه‌به نحوه محاسبه آن از شاخص فوستر، گریر و توربک (FGT) در مدل ۱ و شاخص شکاف فقر (PGR) در مدل ۲ استفاده شده است. متغیر وابسته مدل ۳ نیز نابرابری درآمد (Ten) است که برای سنجش میزان نابرابری از نسبت هزینه دهک بالا (ثروتمندترین) به دهک پایین (فقیرترین) استفاده شده است. تغییرات جزئی مثبت ($EcoII^+$) و تغییرات جزئی منفی ($EcoII^-$) بی‌ثباتی اقتصادی متغیر مستقل اصلی در الگوهای پژوهش هستند. همچنین رشد اقتصادی (EG)، درآمد سرانه (IPC)، تورم (Inf) و اندازه دولت (GS) به‌عنوان متغیرهای کنترل در مدل ۱ و ۲ لحاظ شده است. درصورتی‌که متغیرهای درآمد سرانه (IPC)، مجذور درآمد سرانه (IPC^2)، نسبت یارانه به مخارج کل دولت ($SubR$)، تورم (Inf) و نرخ بیکاری ($UnEm$) متغیرهای کنترل در مدل ۳ هستند. در الگوهای فوق، β ضریب ثابت، γ پارامتر نامتقارن برآوری شاخص بی‌ثباتی اقتصادی و θ نشان‌دهنده پارامترهای برآوری متغیرهای کنترل هستند.

برای سنجش بی‌ثباتی اقتصادی از مدل خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) استفاده شده است. در این روش که توسط انگل[2] (۱۹۸۲) ارائه شده، نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی از طریق واریانس شرطی جملات خطا مدل‌سازی می‌شود؛ بنابراین در این پژوهش ابتدا واریانس شرطی چهار متغیر تورم ($InfII$)، نسبت کسری بودجه به تولید ($BDRII$)، نرخ ارز ($ExRGII$) و نسبت بدهی خارجی به تولید ($EDRII$) با روش گارچ برآورد و به‌عنوان شاخص بی‌ثباتی هر کدام از این متغیرها مورداستفاده قرار گرفته و سپس با میانگین‌گیری

1. Shin et al (2014)
2 . Engle (1982)

از آنها، شاخص بی‌ثباتی اقتصادی به‌دست‌آمده است. این روش، باتوجه‌به قابلیت آن در نمایش نوسانات پویای متغیرهای کلان، نسبت به معیارهای سنتی دقت بیشتری در سنجش بی‌ثباتی فراهم می‌کند. لازم به توضیح است که جهت محاسبه فقر از داده‌های خام درآمد - هزینه خانوار (مرکز آمار ایران) استفاده شده است. همچنین داده‌ها و مشاهدات سایر متغیرها برای دوره زمانی (۱۴۰۲-۱۳۶۳) از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران دریافت شده است. در جدول (۱) متغیرها و خلاصه روش محاسبه آنها گزارش شده است.

جدول ۱: تعریف و روش محاسبه متغیرها

متغیر	نماد	روش محاسبه	منبع داده
فقر	FGT	محاسبه با استفاده از شاخص فوستر، گریر و توربک	محاسبه شده توسط پژوهشگر
فقر	PGR	محاسبه با استفاده از شاخص شکاف فقر	
نابرابری درآمد	Ten	نسبت هزینه دهک بالا به دهک پایین	
بی‌ثباتی اقتصاد کلان	EcoII	میانگین بی‌ثباتی متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز، نسبت کسری بودجه به تولید و نسبت بدهی خارجی به تولید که با استفاده از روش خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی (ARCH) محاسبه شده است.	
رشد اقتصادی	EG	رشد تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
درآمد سرانه	IPC	نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت	مرکز آمار ایران
نرخ تورم	Inf	شاخص قیمت مصرف‌کننده	مرکز آمار ایران
اندازه دولت	GS	نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی
بیکاری	UnEm	نسبت جمعیت فعال بیکار به کل جمعیت فعال	مرکز آمار ایران
نسبت یارانه به مخارج دولت	SubR	نسبت یارانه به مخارج دولت	بانک مرکزی

منبع: یافته‌های پژوهش.

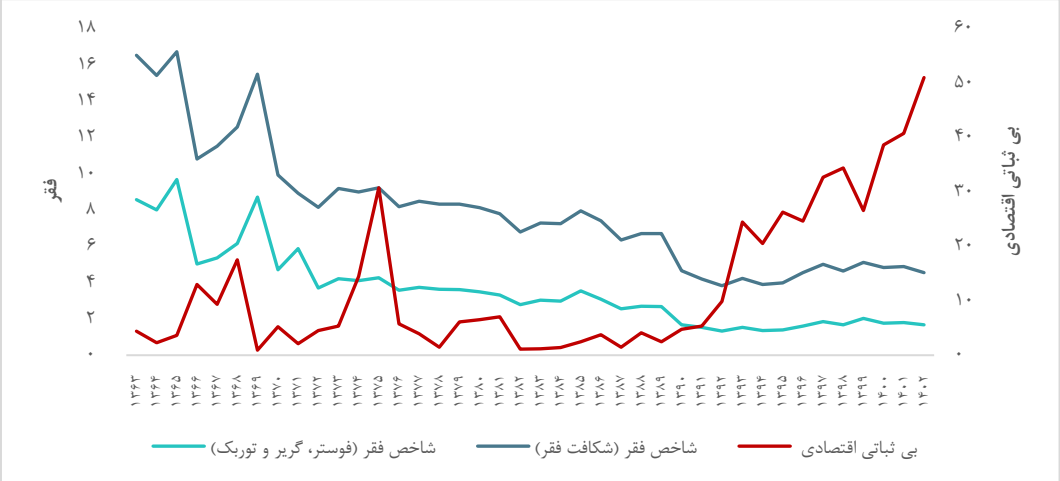
۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. توصیف داده‌ها

بررسی شاخص‌های توصیفی ارائه‌شده در جدول ۲ نشان می‌دهد که متغیرهای مرتبط با فقر و بی‌ثباتی اقتصادی از نوسانات قابل‌توجهی برخوردار بوده و الگوی توزیع آن‌ها عمدتاً از نرمالیتی فاصله دارد. در این مطالعه، فقر با دو شاخص «فوستر - گریر - توربک» و «شکاف فقر» سنجیده شده است. میانگین شاخص فقر بر اساس معیار فوستر - گریر - توربک طی دوره ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۳ برابر با ۳/۶۱ است. مطابق شکل ۱، کمترین مقدار این شاخص در سال ۱۳۹۳ با رقم ۱/۳۳ و بیشترین مقدار آن در سال ۱۳۶۵ با مقدار ۹/۶۸ ثبت شده است.

میانگین شاخص شکاف فقر طی دوره مورد بررسی ۷/۹۴ بوده است؛ به‌گونه‌ای که کمترین مقدار آن در سال ۱۳۹۲ معادل ۳/۸۳ و بیشترین مقدار در سال ۱۳۶۵ برابر با ۱۶/۷۲ به‌دست‌آمده است. بالاترین میانگین شاخص فقر به دوره ۱۳۶۹—۱۳۶۳ مربوط می‌شود. بااین‌حال، پس از پایان جنگ در سال ۱۳۶۷ و هم‌زمان با افزایش قیمت نفت در بازارهای جهانی و آغاز روند بازسازی کشور از سال ۱۳۶۹، مقدار این شاخص کاهش‌یافته است. کمترین میانگین شاخص فقر نیز در دوره ۱۳۹۵—۱۳۹۰، مقارن با اجرای برنامه پنجم توسعه، مشاهده می‌شود. همچنین نتایج آزمون نرمالیتی نشان می‌دهد که توزیع هر دو شاخص فقر از الگوی نرمال تبعیت نمی‌کند.

میانگین نابرابری درآمدی برابر با ۱۵/۴۷ است. کمترین مقدار این شاخص در سال ۱۳۶۷ معادل ۱۰/۶۷ و بیشترین مقدار آن در سال ۱۳۷۰ برابر با ۱۹/۲۰ ثبت شده است. باتوجه‌به انحراف معیار نسبتاً پایین، این متغیر در مقایسه با شاخص‌های فقر از ثبات بیشتری برخوردار است و نتایج آزمون نرمالیتی نیز نشان می‌دهد که توزیع آن با الگوی نرمال تطابق دارد. شکل ۱ بیانگر آن است که بی‌ثباتی اقتصادی طی دوره مورد بررسی با نوسانات قابل‌توجهی همراه بوده است؛ به‌گونه‌ای که کمترین مقدار آن در سال ۱۳۶۹ با رقم ۰/۹۲ درصد و بیشترین مقدار در سال ۱۴۰۲ با مقدار ۵۰/۹۹ درصد مشاهده شده است. میانگین شاخص بی‌ثباتی اقتصادی نیز ۱۲/۵۶ برآورد شده است. افزون بر این، نتایج آزمون نرمالیتی نشان می‌دهد که این متغیر از توزیع نرمال پیروی نمی‌کند.



شکل ۱: روند مقدار شاخص‌های فقر و بی‌ثباتی اقتصادی طی دوره موردمطالعه

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	جارک -برا[1] (احتمال)
شاخص فقر	FGT	۳/۶۱	۹/۶۸	۱/۳۳	۲/۱۶	۱۲/۶۸ (۰/۰۰)
شاخص شکافت فقر	PGR	۷/۹۴	۱۶/۷۲	۱/۸۳	۳/۵۱	۸/۰۵ (۰/۰۲)
نابرابری درآمد	TEN	۱۵/۴۷	۱۹/۲۰	۱۰/۶۸	۲/۱۲	۳/۷۵ (۰/۱۵)
بی‌ثباتی اقتصادی	ECOII	۱۲/۵۶	۵۰/۹۹	۰/۹۲	۱۳/۳۴	۱۰/۲۱ (۰/۰۱)
رشد اقتصادی	EG	۳/۱۰	۱۷/۱۴	-۱۰/۹۵	۵/۰۹	۴/۲۹ (۰/۱۲)
اندازه دولت	GS	۲۰/۲۹	۲۸/۵۴	۱۳/۶۱	۳/۶۴	۰/۶۷ (۰/۷۲)
تورم	INF	۲۲/۵۲	۴۹/۴۰	۶/۹۰	۱۲/۱۱	۴/۶۹ (۰/۱۰)
درآمد سرانه	IPC	۴۹/۶۹	۷۲/۶۸	۲۲/۵۹	۱۳/۹۰	۲/۳۱ (۰/۳۱)
نسبت یارانه به مخارج دولت	SUBR	۷/۹۶	۱۴/۶۶	۱/۹۷	۳/۸۲	۲/۱۵ (۰/۳۴)
بیکاری	UNEM	۱۱/۵۲	۱۴/۳۰	۸/۱۰	۱/۵۵	۰/۸۱ (۰/۶۷)

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Jarque-Bera

میانگین نرخ رشد اقتصادی طی دوره موردمطالعه برابر با ۳/۱۰ درصد بوده است؛ به‌گونه‌ای که بیشترین مقدار آن ۱۷/۱۴ درصد و کمترین مقدار ۱۰/۹۵- درصد ثبت شده است؛ بنابراین، نرخ رشد اقتصادی در این دوره نوسانات قابل‌توجهی را تجربه کرده است. کمترین میانگین نرخ رشد اقتصادی مربوط به دوره ۱۳۶۷–۱۳۶۳، مقارن با سال‌های جنگ ایران و عراق، برابر با ۴/۹- درصد است. در این زیر دوره، وقوع جنگ و پیامدهای اقتصادی آن باعث کاهش قابل‌ملاحظه رشد اقتصادی کشور شده است. متغیر یارانه (به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی) در دوره مورد بررسی به طور متوسط ۷/۹۶ درصد بوده و مقادیر حداقل و حداکثر آن به ترتیب ۱/۹۷ و ۱۴/۶۶ درصد برآورد شده است. نسبت یارانه به کل مخارج دولت در دوره ۱۳۶۷–۱۳۶۳ با میانگین ۲/۹۴ درصد کمترین مقدار را داشته است. علت این امر را می‌توان در افزایش نقش دولت در تهیه و توزیع کالاهای اساسی باهدف جلوگیری از کمبود و کنترل قیمت‌ها در شرایط جنگ جست‌وجو کرد؛ بااین‌حال، فشارهای وارده بر بودجه دولت موجب کاهش تعداد اقلام مشمول یارانه شد.

در ادامه، قانون هدفمندی یارانه‌ها از سال ۱۳۸۹ در دو محور اصلی آزادسازی تدریجی قیمت‌ها (به‌ویژه در بخش حامل‌های انرژی) و توزیع هدفمند یارانه‌ها به اجرا درآمد. در نتیجه، نسبت یارانه‌ها به مخارج کل دولت در دوره اجرای برنامه چهارم توسعه با میانگین ۱۲/۷۰ درصد به بیشترین سطح خود رسیده است. در خصوص درآمد سرانه نیز، کمترین میانگین آن برابر با ۳۳/۵ میلیون ریال مربوط به سال‌های برنامه اول توسعه است. وقوع انقلاب و جنگ در این دوره، درآمد سرانه کشور را به طور محسوسی کاهش داده است. بیشترین مقدار میانگین درآمد سرانه ایران معادل ۶۶/۱ میلیون ریال و مربوط به دوره برنامه چهارم توسعه است؛ دوره‌ای که به دلیل رشد قیمت نفت در بازارهای جهانی و افزایش درآمدهای نفتی، کشور از رشد قابل‌توجه درآمد سرانه برخوردار بوده است. همچنین نتایج آزمون نرمالیتی نشان می‌دهد که این متغیر از توزیع نرمال پیروی می‌کند.

میانگین اندازه دولت طی دوره موردمطالعه برابر با ۲۰/۲۹ درصد است؛ به‌گونه‌ای که حداقل و حداکثر مقادیر آن به ترتیب ۳/۶۱ درصد و ۲۸/۵۴ درصد ثبت شده‌اند. روند تغییرات این شاخص نشان می‌دهد که اندازه دولت در طول دوره مورد بررسی مسیر کاهشی را تجربه کرده است. نتایج آزمون نرمالیتی نیز بیانگر آن است که این متغیر از توزیع نرمال تبعیت می‌کند. میانگین درآمد سرانه در این دوره برابر با ۴۹/۶۹ میلیون ریال بوده و مقادیر حداقل و حداکثر آن به ترتیب ۲۲/۵۹ و ۷۲/۶۸ میلیون ریال محاسبه شده است. مطابق آزمون نرمالیتی، این متغیر نیز از الگوی توزیع نرمال پیروی می‌کند. بیشترین نرخ تورم طی دوره موردمطالعه برابر با ۴۹/۴۰ درصد و کمترین مقدار آن ۶/۹۰ درصد بوده است. میانگین نرخ تورم در این دوره ۲۲/۵۲ درصد به‌دست‌آمده است که نشان‌دهنده وجود فشارهای تورمی مستمر در اقتصاد ایران است. کمترین میانگین نرخ تورم مربوط به دوره برنامه چهارم توسعه با مقدار ۱۴/۱ درصد و بیشترین مقدار مربوط به برنامه ششم توسعه با میانگین ۳۷/۵ درصد است. تشدید تحریم‌های نفتی، افزایش نرخ ارز ناشی از کاهش عرضه آن و اثرپذیری گسترده قیمت‌های داخلی از نرخ ارز، به همراه تقویت فعالیت‌های غیرمولد و سوداگری در دوره برنامه ششم از جمله عوامل اصلی افزایش تورم در این دوره به شمار می‌روند. نتایج آزمون نرمالیتی نشان می‌دهد که نرخ تورم نیز از توزیع نرمال تبعیت می‌کند.

میانگین متغیر نرخ بیکاری طی دوره موردمطالعه در اقتصاد ایران برابر با مقدار ۱۱/۵۲ درصد بوده است. همچنین، مقادیر حداقل و حداکثر نرخ بیکاری به ترتیب ۸/۱۰ درصد و ۱۴/۳۰ درصد برآورد شده است. بیشترین میانگین نرخ بیکاری مربوط به سال‌های برنامه سوم توسعه با مقدار ۱۲/۶۸ درصد و کمترین مقدار آن متعلق به سال‌های برنامه ششم توسعه با میانگین ۱۰/۴۷ درصد است. در نهایت طبق نتایج آزمون نرمالیتی، نرخ بیکاری نیز از توزیع نرمال پیروی می‌کند.

۴-۲. آزمون ریشه واحد متغیرها

پیش از برآورد الگو، انجام آزمون پایایی متغیرهای مورداستفاده در مدل‌های پژوهش ضروری است. برای این منظور از آزمون‌های ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس -پرون (PP) استفاده شده است. نتایج ارائه‌شده در جدول (۳) نشان می‌دهد که متغیرهای وابسته، شامل شاخص‌های فقر و نابرابری درآمد، در تفاضل مرتبه اول پایا هستند. در میان متغیرهای مستقل، متغیرهای رشد اقتصادی و تورم در سطح پایایی قرار دارند؛ درحالی‌که متغیرهای بی‌ثباتی اقتصادی، درآمد سرانه، نرخ بیکاری، اندازه دولت و نسبت یارانه به کل مخارج دولت پس از یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. باتوجه‌به نتایج آزمون‌های ریشه واحد و قرارگرفتن متغیرها در مراتب ترکیبی I(0) و I(1)، استفاده از رهیافت خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی (NARDL) به‌منظور برآورد الگو مناسب و امکان‌پذیر است.

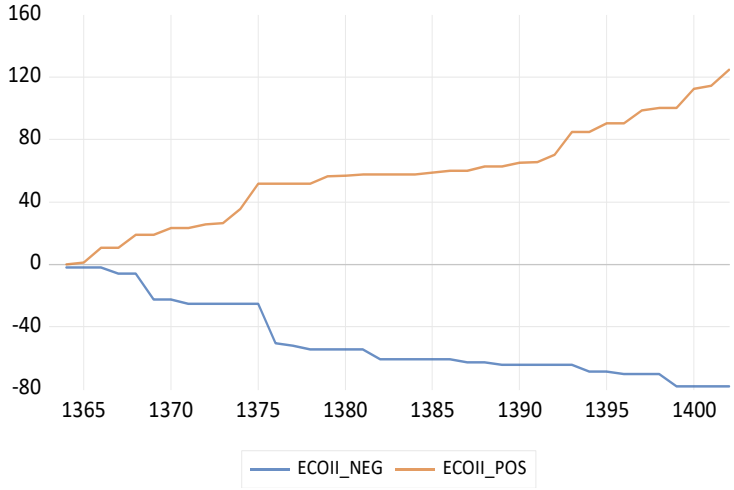
جدول ۳: نتایج آزمون‌های ریشه واحد

متغیر	نماد	دیکی -فولر تعمیم‌یافته				فیلیپس -پرون			
		در سطح		تفاضل مرتبه اول		در سطح		تفاضل مرتبه اول	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
فقر	FGT	-۲/۲۶	۰/۱۸۹	-۱۰/۳۸	۰/۰۰۰	-۲/۴۷	۰/۱۲۸	-۱۴/۰۵	۰/۰۰۰
فقر	PGR	-۲/۴۵	۰/۱۳۴	-۷/۹۵	۰/۰۰۰	-۲/۵۹	۰/۱۰۲	-۹/۷۸	۰/۰۰۰
نابرابری درآمد	Ten	-۱/۴۵	۰/۵۴۷	-۵/۵۵	۰/۰۰۰	-۱/۴۵	۰/۵۴	-۵/۵۵	۰/۰۰۰
بی‌ثباتی اقتصاد کلان	EcoII	-۰/۶۳	۰/۸۵	-۸/۰۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۱	۰/۹۵۱	-۸/۳۲	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	EG	-۳/۸۵	۰/۰۰۵	–	–	-۳/۸۵	۰/۰۰۵	–	–
درآمد سرانه	IPC	۰/۵۰	۰/۸۲۱	-۲/۲۴	۰/۰۲۵	-۲/۶۸	۰/۲۴۸	-۶/۷۷	۰/۰۰۰
نرخ تورم	Inf	-۳/۲۳	۰/۰۲۵	–	–	-۲/۶۲	۰/۰۹۵	–	–
اندازه دولت	GS	-۲/۸۸	۰/۱۷۷	-۵/۵۱	۰/۰۰۰	-۳/۰۷	۰/۱۲۶	-۵/۵۱	۰/۰۰۰
بیکاری	UnEm	-۱/۱۳	۰/۹۱۰	-۷/۱۵	۰/۰۰۰	-۰/۹۷	۰/۹۳۶	-۷/۱۵	۰/۰۰۰
نسبت یارانه به مخارج دولت	SubR	-۱/۸۳	۰/۳۶۰	-۵/۶۶	۰/۰۰۰	-۲/۱۱	۰/۲۴۱	-۵/۶۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳. نتایج برآورد الگوهای پژوهش

این مطالعه بر مبنای فرض وجود اثرات نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد انجام شده است. ازاین‌رو، به‌منظور تحلیل این نامتقارنی در الگوهای پژوهش، متغیر بی‌ثباتی اقتصادی به دو مؤلفه مثبت و منفی تجزیه شده است. این دو مؤلفه مطابق رابطه (۱)، بیانگر انباشت تغییرات مثبت و منفی بی‌ثباتی اقتصادی هستند که از طریق یک فرایند شرطی محاسبه شده‌اند. نتایج این تجزیه در شکل (۲) ارائه شده است. در ادامه، یافته‌ها به تفکیک اثرات بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد گزارش می‌شود.



شکل ۲: تجزیه سری زمانی شاخص بی‌ثباتی اقتصادی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳-۱. برآورد اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر

در این مطالعه، متغیر وابسته فقر با استفاده از دو شاخص «فوستر-گریر-توربک» و «شکاف فقر» محاسبه شده است؛ ازاین‌رو، در این بخش دو مدل جداگانه مورد تحلیل قرار گرفته است. در رهیافت خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی، برآورد الگو مستلزم تعیین وقفه بهینه است. براین‌اساس و باتوجه‌به تعداد مشاهدات، الگوی وقفه بهینه بر مبنای معیار شوارتز - بیزین برای مدل نخست (۳،۳،۱،۰،۳،۲) و برای مدل دوم (۳،۳،۱،۳،۱،۳،۳) به‌عنوان ساختار بهینه انتخاب شده است. نتایج برآورد مدل‌ها در جدول (۴)، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تمامی متغیرهای توضیحی به‌جز اندازه دولت اثر آماری معناداری بر شاخص‌های فقر دارند.

بر اساس نتایج جدول (۴)، افزایش‌های بی‌ثباتی اقتصادی ($EcoII^{+}$) اثر منفی و معناداری بر فقر در هر دو مدل دارد. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در تغییرات مثبت شاخص بی‌ثباتی اقتصادی، نرخ فقر در مدل اول به میزان ۰/۰۹ درصد و در مدل دوم به میزان ۰/۱۲ درصد در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. در مقابل، کاهش‌های بی‌ثباتی اقتصادی ($EcoII^{-}$) در کوتاه‌مدت اثری مثبت و معنادار بر فقر دارند؛ به‌طوری که به‌ازای یک درصد افزایش در کاهش‌های بی‌ثباتی اقتصادی، مقدار فقر در مدل اول حدود ۰/۰۶۶ درصد و در مدل دوم حدود ۰/۱۳ درصد افزایش پیدا می‌کند.

آزمون والد[1] که برای بررسی وجود نامتقارنی در اثر بی‌ثباتی اقتصادی به‌کاررفته است، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، اثرات بی‌ثباتی اقتصادی بر هر دو شاخص فقر به‌صورت نامتقارن عمل می‌کند. مطابق نتایج، در مدل ۱ افزایش‌های بی‌ثباتی با ضریب ۰/۰۷ و کاهش‌های آن با ضریب ۰/۲ اثر مثبت بر فقر دارند؛ همچنین در مدل ۲ افزایش‌ها در بی‌ثباتی با ضریب ۰/۱۳ و کاهش‌ها با ضریب ۰/۲۸ موجب افزایش فقر می‌شوند. نتایج آزمون والد بیانگر آن است که نخست، شدت اثر کاهش‌های بی‌ثباتی اقتصادی تفاوت معناداری با شدت اثر افزایش‌های آن دارد؛ دوم، اثر کاهش‌های بی‌ثباتی بر فقر در مدل اول حدود ۰/۱۲ واحد و در مدل دوم حدود ۰/۱۵ واحد بیش از اثر افزایش‌های بی‌ثباتی است؛ بنابراین وجود اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر در کوتاه‌مدت تأیید می‌شود. اما در بلندمدت، الگوی اثرگذاری تغییر می‌کند؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در شاخص بی‌ثباتی اقتصادی، نرخ فقر به ترتیب در مدل اول ۰/۰۴ درصد و در مدل دوم ۰/۱۱ درصد افزایش می‌یابد. همچنین ضرایب بلندمدت برای اثرات نامتقارن به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۲۴ در دو مدل محاسبه شده‌اند که در هر دو حالت نشان می‌دهد بی‌ثباتی اقتصادی در بلندمدت نیز موجب افزایش فقر در ایران می‌شود.

نتایج نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در هر دو مدلِ فقر دارای اثری مثبت و معنادار است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک‌درصدی در رشد اقتصادی، میزان فقر در مدل‌های اول و دوم به ترتیب ۰/۰۰۷ و ۰/۰۴ درصد در کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد. متغیر درآمد سرانه نیز در هر دو مدل اثر منفی و معناداری بر شاخص‌های فقر دارد. به‌طوری که با یک درصد افزایش در درآمد سرانه، شاخص‌های فقر به ترتیب به میزان ۰/۰۳ و ۰/۰۹ درصد در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابند. بر اساس نتایج، نرخ تورم نیز در سطح خطای یک درصد اثر معناداری بر شاخص‌های فقر نشان می‌دهد؛ به این معنا که افزایش یک‌درصدی نرخ تورم موجب کاهش شاخص‌های فقر به میزان ۰/۰۴ و ۰/۰۶ درصد در کوتاه‌مدت می‌شود. متغیر اندازه دولت تنها در مدل اول و در سطح خطای ۱۰ درصد اثر معناداری بر فقر دارد، درحالی‌که در مدل دوم این اثر از نظر آماری معنادار نیست. ضرایب جمله تصحیح خطا در هر دو مدل منفی بوده و بیانگر وجود فرایند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. براین‌اساس، با گذار از یک سال‌به‌سال بعد، به ترتیب ۵۲ درصد و ۱۶ درصد از انحراف شاخص‌های فقر توسط متغیرهای مدل اصلاح می‌شود. پیش از برآورد اثرات بلندمدت متغیرهای توضیحی بر فقر، ضروری است وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها مورد بررسی و تأیید قرار گیرد.

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها از آزمون کرانه‌ها[2] استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر بر مبنای عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تعریف می‌شود. نتایج آزمون، مطابق جدول (۴)، نشان می‌دهد که مقدار آماره F برای مدل اول برابر با ۵/۸۹ و برای مدل دوم برابر با ۶/۷۷ است. این مقادیر از حدود بالایی و پایینی کرانه‌ها در سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر هستند؛ بنابراین فرضیه صفر رد می‌شود. در نتیجه، شواهد تجربی نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت میان شاخص‌های فقر، بی‌ثباتی اقتصادی و سایر متغیرهای توضیحی برقرار است.

1. wald
2. Bounds test approach

جدول ۴: نتایج برآورد اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر

متغیرها	مدل ۱: وابسته (فقر فوستر، گریر و توربک)				مدل ۲: وابسته (شاخص شکافت فقر)			
	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	احتمال	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	احتمال
الگوی کوتاه‌مدت								
$D(EcoII^{+})$	−۰/۰۹	۰/۰۲۵	−۳/۷۹	۰/۰۰۲	−۰/۱۲	۰/۰۳۷	−۳/۴۲	۰/۰۰۵
$D(EcoII^{-})$	۰/۰۶۶	۰/۰۲۸	۲/۳۴	۰/۰۳۴	۰/۱۳	۰/۰۲۸	۴/۸۵	۰/۰۰۰
$D(EG)$	۰/۰۰۷	۰/۰۲۰	۰/۳۴	۰/۷۳۴	۰/۰۴	۰/۰۱۷	۲/۷۴	۰/۰۱۹
$D(IPC)$	−۰/۰۳	۰/۰۱۴	−۲/۲۳	۰/۰۴۴	−۰/۰۹	۰/۰۲۳	−۴/۲۰	۰/۰۰۱
$D(Inf)$	−۰/۰۴	۰/۰۰۹	−۴/۸۹	۰/۰۰۰	−۰/۰۶	۰/۰۱۵	−۳/۸۰	۰/۰۰۲
$D(GS)$	−۰/۰۸	۰/۰۴۴	−۱/۹۸	−۰/۰۶۸	۰/۰۲	۰/۰۵۰	۰/۴۳	۰/۶۷۳
C	۱۵/۰۶	۲/۲۳۹	۲/۷۲۸	۰/۰۰۰	۱۶/۵۰	۲/۹۰	۵/۶۷	۰/۰۰۰
CointEq	−۰/۵۲	۰/۰۶۱	−۸/۵۱	۰/۰۰۰	−۰/۱۶	۰/۰۱۷	−۹/۴۱	۰/۰۰۰
الگوی بلندمدت								
$EcoII^{+}$	۰/۰۴	۰/۰۱۶	۲/۹۵	۰/۰۱۱	۰/۱۱	۰/۰۲۴	۴/۵۵	۰/۰۰۰
$EcoII^{-}$	۰/۱۳	۰/۰۱۲	۱۰/۸۵	۰/۰۰۰	۰/۲۴	۰/۰۲۴	۱۰/۱۶	۰/۰۰۰
EG	۰/۰۷	۰/۰۲۵	۳/۰۸	۰/۰۰۸	۰/۱۵	۰/۰۳۰	۵/۳۰	۰/۰۰۰
IPC	−۰/۰۲	۰/۰۱۰	−۲/۱۳	۰/۰۵۲	−۰/۰۲	۰/۰۱۳	−۲/۱۷	۰/۰۵۲
Inf	۰/۰۱	۰/۰۰۷	۱/۹۴	۰/۰۷۳	۰/۰۳	۰/۰۱۳	۲/۲۲	۰/۰۴
GS	−۰/۰۵	۰/۰۳۷	−۱/۳۵	۰/۱۹۸	۰/۰۹	۰/۰۷۰	۱/۳۷	۰/۱۹۷
C	۹/۸۶	۰/۶۹	۱۴/۱۶	۰/۰۰۰	۱۴/۱۹	۱/۲۸	۱۱/۰۱	۰/۰۰۰

آزمون والد جهت بررسی وجود عدم تقارن

متغیر	آماره F	احتمال	مقدار ضریب	آماره F	احتمال	مقدار ضریب
برآیند اثر $EcoII^{+}$	۷/۳۰	۰/۰۱۸	۰/۰۷۳	۱۶/۶۰	۰/۰۰۱	۰/۱۳۲
برآیند اثر $EcoII^{-}$	۴۸/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۲۰۰	۶۷/۳۸	۰/۰۰۰	۰/۲۸۷
برآیند اثر $EcoII^{+}, EcoII^{-}$	۵۵/۷۳۵	۰/۰۰۰	−۰/۱۲۷	۱۱۰/۶۲	۰/۰۰۰	−۰/۱۵۵

آزمون کرانه‌ها جهت بررسی رابطه بلندمدت

سطح خطا	آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا	آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا
۱ درصد	۵/۸۹	۳/۵۰	۵/۱۲	۶/۷۷	۲/۸۸	۳/۹۹
۵ درصد		۲/۶۱	۳/۸۱		۲/۲۷	۳/۲۸
۱۰ درصد		۲/۲۱	۳/۳۱		۱/۹۹	۲/۹۴

آزمون‌های تشخیصی

آزمون	آماره	سطح احتمال	آماره	سطح احتمال
نرمالیتی	۱/۸۵	۰/۳۹۶	۱/۰۳	۰/۵۹۴
ناهمسانی واریانس	۰/۴۲	۰/۹۶۴	۰/۷۱	۰/۷۶۴
خودهمبستگی سریالی	۰/۲۸	۰/۶۰۳	۰/۰۰۲	۰/۹۶۰
آزمون رمزی ریست	۲/۴۰	۰/۲۰۹	۲/۷۸	۰/۱۷۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از مدل‌های نامتقارن در بلندمدت نشان می‌دهد که افزایش‌های بی‌ثباتی اقتصادی در مدل‌های اول و دوم به ترتیب با ضرایب ۰/۰۴ و ۰/۱۱ و کاهش‌های بی‌ثباتی اقتصادی با ضرایب ۰/۱۳ و ۰/۲۴ اثر مستقیم بر فقر دارند. براین‌اساس، در بلندمدت نیز بی‌ثباتی اقتصادی با اثرات نامتقارن بر فقر همراه است و شدت این اثر در زمان کاهش بی‌ثباتی اقتصادی به‌مراتب بیشتر از اثر افزایش آن است. در مورد اثر مستقیم بی‌ثباتی اقتصادی بر فقر می‌توان چنین نتیجه گرفت که افزایش بی‌ثباتی، ساختار و امنیت اقتصادی کشور را مختل کرده و با تحمیل هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی بر خانوارها، موجب کاهش رفاه آن‌ها می‌شود. علاوه بر این، بی‌ثباتی اقتصادی باعث کاهش رشد اقتصادی، کاهش سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه بخش خصوصی و همچنین ایجاد انحراف در توزیع درآمد می‌گردد. تغییرات نامطلوب در متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله تورم، نرخ ارز، کسری بودجه و بدهی خارجی، نیز منجر به کاهش قدرت خرید، افزایش نااطمینانی اقتصادی، فرار سرمایه و کاهش فرصت‌های شغلی می‌شود.

مطابق با نتایج الگوی کوتاه‌مدت، درآمد سرانه اثری منفی و معنادار در بلندمدت بر فقر دارد. به‌طوری که در مدل‌های اول و دوم، با افزایش یک‌میلیون‌ریالی درآمد سرانه، میزان فقر به ترتیب ۰/۰۲ واحد کاهش می‌یابد. در نظریه‌های رشد اقتصادی، افزایش درآمد سرانه به‌عنوان یکی از شاخص‌های کلیدی بهبود رفاه جامعه قلمداد می‌شود. بر اساس تحلیل‌های کلاسیک و نئوکلاسیک، افزایش درآمد سرانه موجب ارتقای فرصت‌های شغلی و سطح دستمزدها می‌شود و منابع بیشتری برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های خدمات اجتماعی، آموزش و بهداشت فراهم می‌آورد که در مجموع منجر به کاهش نرخ فقر می‌گردد.

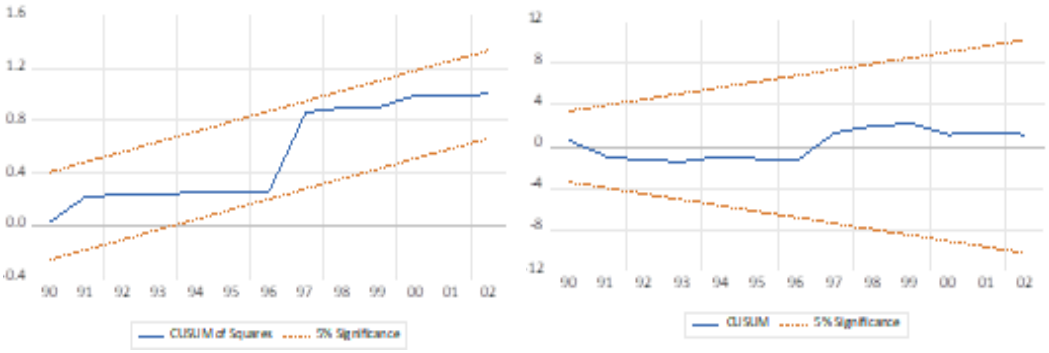
بر اساس نتایج پژوهش در جدول (۴)، متغیر نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت با ضریب ۰/۰۷ در مدل اول و ضریب ۰/۰۳ در مدل دوم اثر معنادار مستقیمی بر فقر دارد. در تحلیل اثر رشد اقتصادی بر فقر، دو دیدگاه عمده وجود دارد. دیدگاه نخست معتقد است که رشد اقتصادی به طور مطلق منجر به کاهش فقر می‌شود. برای نمونه، مطالعه دلار و کرای (۲۰۰۰)[1] نشان می‌دهد که با رشد اقتصادی، بدون توجه به ماهیت آن، درآمد افراد فقیر افزایش می‌یابد و در راستای فرضیه کوزنتس (۱۹۵۵)[2]، رشد اقتصادی منجر به کاهش فقر می‌شود. دیدگاه دوم بر اهمیت نابرابری در فرایند کاهش فقر تأکید دارد. از این منظر، رشد اقتصادی اثر غیرمستقیمی بر فقر دارد و این اثر از طریق توزیع درآمدها اعمال می‌شود. مطابق لوپز[3] (۲۰۰۵)، در سطح معینی از نرخ رشد اقتصادی، افزایش نابرابری باعث کاهش میزان کاهش فقر خواهد شد. به گفته وایت و اندرسون (۲۰۰۰)[4]، رشد اقتصادی زمانی حامی فقرا است که الگوی رشد سهم درآمدی جمعیت فقیر جامعه را افزایش دهد. به بیان دیگر، رشد اقتصادی تنها زمانی حامی فقرا محسوب می‌شود که نرخ رشد درآمد فقرا بیش از نرخ رشد درآمد متوسط کل جامعه باشد. در چنین شرایطی، نابرابری نیز کاهش‌یافته و سهم فقرا از درآمد کل جامعه به‌تناسب سهم جمعیتی آنان افزایش می‌یابد.

1. Dollars and Cry (2000)
2. Kuznets (1955)
3. Lopez. (2005)
4. White & Anderson (2000)

نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت طی دوره موردمطالعه نرخ تورم با ضریب ۰/۰۱ در مدل اول و ۰/۰۳ در مدل دوم اثر معنی‌دار و مستقیمی بر فقر دارد. در تحلیل اثر مثبت تورم بر فقر می‌توان گفت که نرخ بالای تورم و نوسانات آن در فضای بی‌ثبات اقتصادی موجب کاهش دستمزد واقعی فقرا می‌شود. این موضوع، همراه با واکنش سرمایه‌گذاران به تورم - که معمولاً از طریق کاهش تولید صورت می‌گیرد - به ازدست‌رفتن فرصت‌های شغلی برای افراد فقیر منجر می‌شود. ازسوی‌دیگر، تورم بالا باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود و در نتیجه، توزیع درآمد به ضرر گروه‌هایی که توانایی کمتری در دفاع از منافع خود دارند، تغییر می‌یابد. همچنین، نرخ بالای تورم منجر به ناپایداری شدید در قیمت‌های نسبی شده و چشم‌انداز سرمایه‌گذاری را مبهم و پرریسک می‌کند که خود موجب کاهش سطح سرمایه‌گذاری در اقتصاد می‌شود.

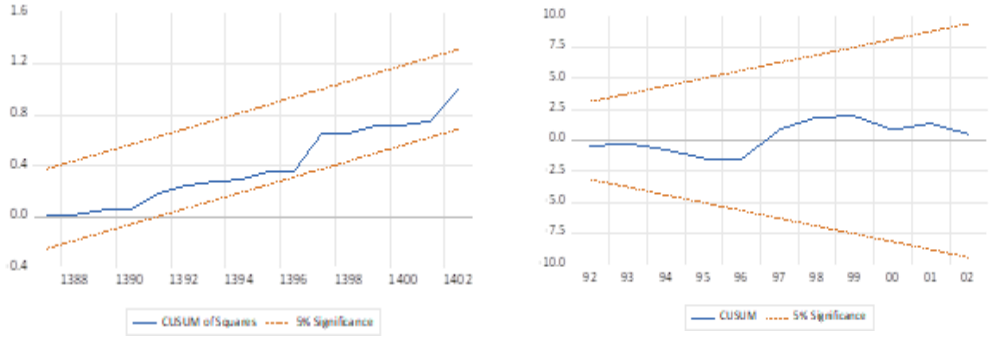
نتایج ارائه‌شده در جدول (۴) مربوط به بخش آزمون‌های تشخیصی شامل نرمالیتی، خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس جملات پسماند و آزمون ریست رمزی نشان می‌دهد که باتوجه‌به مقادیر آماره آزمون و سطح معناداری، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع خطاها، عدم وجود خودهمبستگی و همسانی واریانس جملات پسماند پذیرفته می‌شود و هر دو مدل از فرم تابعی درست برخوردار هستند.

پس از برآورد مدل، به‌منظور اطمینان از پایداری و اعتبار نتایج حاصل از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی، آزمون‌های ثبات ساختاری شامل پسماند تجمعی[1] و مجذور پسماند تجمعی[2] انجام شد. در این آزمون‌ها، مقادیر آماره برآوردی در بازه دو مرز بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رسم می‌شوند. به طور خاص، اگر نمودار پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در میان دو مرز بحرانی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. در غیر این صورت، فرضیه جایگزین مبنی بر وجود شکست ساختاری موردتأیید قرار خواهد گرفت. خروجی این آزمون‌ها برای مدل نخست در شکل‌های (۲) و (۳) ارائه شده است. بر اساس این نتایج، می‌توان نتیجه گرفت که ضرایب برآوردی پایدار بوده و هیچ‌گونه شواهدی دال بر وجود شکست ساختاری مشاهده نمی‌شود.



شکل ۲: آزمون ثبات ساختاری پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در مدل ۱ (معیار FGT)

1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
2. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMQ)



شکل۳: آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی در مدل ۲ (معیار PGR)

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳-۲. برآورد اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر نابرابری درآمد

با فرض وجود اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر نابرابری درآمد، برآورد مربوط به این اثر در این بخش ارائه می‌شود. برای تحلیل اثر نامتقارن، شاخص بی‌ثباتی اقتصادی به دو مؤلفه مثبت و منفی تجزیه شده است. این دو مؤلفه، مشابه رابطه (۱)، بیانگر انباشت تغییرات مثبت و منفی شاخص بی‌ثباتی اقتصادی هستند که از طریق یک فرایند شرطی محاسبه شده‌اند. نتایج این تجزیه در شکل (۱) ارائه شده است. در این بخش نیز، برآورد الگوی نابرابری درآمد با استفاده از رویکرد خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی انجام شده است. برای تعیین وقفه بهینه، از معیار شوارتز - بیزین، الگوی وقفه بهینه (۳،۳،۰،۳،۱،۳،۲،۳) انتخاب شده است.

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت، از آزمون کرانه‌ها استفاده شده است. فرض صفر در این آزمون، عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها است. نتایج آزمون ارائه‌شده در جدول (۴) نشان می‌دهد که مقدار آماره آزمون برای مدل نابرابری برابر با ۳/۶۵ است که از مقادیر کرانه‌های بالا و پایین در سطوح اطمینان ۱، ۵ و ۱۰ درصد بزرگ‌تر است؛ بنابراین، فرض صفر رد شده و امکان وجود رابطه بلندمدت بین شاخص‌های نابرابری درآمد، بی‌ثباتی اقتصادی و سایر متغیرهای توضیحی تأیید می‌شود. همچنین، ضریب نتایج نشان می‌دهد که جمله تصحیح خطا منفی بوده و نشان می‌دهد که با گذر از یک سال‌به‌سال بعد، حدود ۳۲ درصد از انحراف نابرابری درآمد توسط متغیرهای مدل اصلاح می‌شود. الگوی برآوردی نیز در جدول (۵) ارائه شده است.

مطابق جدول (۵)، در کوتاه‌مدت و بلندمدت، افزایش‌ها و کاهش‌ها در بی‌ثباتی اقتصادی اثر معناداری بر نابرابری درآمد دارند. به‌گونه‌ای که افزایش یک‌درصدی در بی‌ثباتی اقتصادی موجب افزایش نابرابری درآمد به میزان ۰/۱۲ درصد در کوتاه‌مدت و ۰/۶۲ درصد در بلندمدت می‌شود. در مقابل، کاهش یک‌درصدی بی‌ثباتی اقتصادی در کوتاه‌مدت موجب کاهش نابرابری درآمد به میزان ۰/۱۷ درصد می‌گردد، اما در بلندمدت، نابرابری درآمد به میزان ۰/۱۹۴ درصد افزایش می‌یابد. آزمون والد برای بررسی نامتقارنی اثر بی‌ثباتی اقتصادی (برآیند اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها) بر نابرابری درآمد نشان می‌دهد که نخست، اندازه اثر کاهش‌ها در بی‌ثباتی تفاوت معناداری با اثر افزایش‌ها دارد؛ و دوم، میزان اثر کاهش‌ها بر نابرابری درآمد ۰/۴۰ واحد بیشتر از اثر افزایش‌ها است؛ بنابراین، در کوتاه‌مدت وجود اثر مستقیم و نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر نابرابری درآمد تأیید می‌شود.

نتایج حاصل از الگوی نامتقارن در بلندمدت برخلاف نتایج کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که افزایش‌ها و کاهش‌ها در بی‌ثباتی اقتصادی اثر مستقیم و معناداری بر نابرابری درآمد دارند. به‌گونه‌ای که در بلندمدت نیز بی‌ثباتی اقتصادی با اثر نامتقارن بر نابرابری درآمد همراه است و شدت اثر در زمان کاهش بی‌ثباتی اقتصادی به‌مراتب بیشتر از اثر افزایش آن است. در تحلیل اثر مستقیم بی‌ثباتی اقتصادی بر نابرابری درآمد می‌توان گفت که افزایش بی‌ثباتی موجب کاهش رشد اقتصادی، کاهش سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه بخش خصوصی و ایجاد انحراف در توزیع درآمد می‌شود. بی‌ثباتی اقتصادی شرایطی را به وجود می‌آورد که بهره‌مندی از فرصت‌ها مستلزم پرداخت هزینه‌های بالای مبادلات است. ازآنجاکه همه اعضای جامعه قادر به پرداخت این هزینه‌ها نیستند، منافع اقتصادی به طور نابرابر توزیع می‌شود؛ این امر منجر به افزایش نابرابری و در نهایت کاهش توسعه اجتماعی می‌گردد.

نتایج الگوی کوتاه‌مدت در جدول (۵) نشان می‌دهد که متغیر درآمد سرانه با ضریب ۱/۶۰- اثر منفی و مجذور آن با ضریب ۰/۰۱ اثر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد در ایران داشته است. در مقابل، در الگوی بلندمدت، درآمد سرانه با ضریب ۶/۷۷ اثر مثبت و مجذور آن با ضریب ۰/۰۴- اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد طی دوره موردمطالعه نشان می‌دهد. باتوجه‌به ضریب مثبت درآمد سرانه و ضریب منفی مجذور آن، فرضیه کوزنتس مبنی بر شکل U وارونه[1] میان تولید ناخالص داخلی و نابرابری درآمد در الگوی بلندمدت رد نمی‌شود. بر اساس چارچوب نظری، افزایش تولید ناخالص داخلی (درآمد سرانه) در مراحل اولیه توسعه موجب افزایش نابرابری درآمد می‌شود؛ اما پس از رسیدن به نقطه اوج نابرابری و سطوح بالاتر توسعه، افزایش تولید ناخالص داخلی منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌گردد.

نتایج الگوی کوتاه‌مدت در جدول (۵) نشان می‌دهد که متغیر نسبت یارانه به مخارج دولت با ضریب ۰/۳- اثری منفی و معنادار در سطح احتمال یک درصد بر نابرابری درآمد دارد. بااین‌حال، همان‌طور که در جدول نتایج مشخص است، در بلندمدت این اثر معکوس تغییریافته و نسبت یارانه به مخارج دولت با اثر مستقیم بر نابرابری درآمد همراه است؛ به‌گونه‌ای که افزایش یک‌درصدی در نسبت یارانه به کل مخارج دولت، موجب افزایش ۱/۲۱ درصدی نابرابری درآمد می‌شود. بر اساس چارچوب نظری، یارانه‌ها آثار اجتماعی و اقتصادی متعددی در جامعه بر جای می‌گذارند. از جمله آثار مثبت هدفمندی یارانه‌ها[2] می‌توان به تحقق عدالت در تخصیص بهینه منابع، مدیریت مصرف انرژی، جلوگیری از اسراف و تبذیر منابع[3]، افزایش فرهنگ پس‌انداز و ارتقای رفاه اجتماعی اشاره کرد. در مقابل، پیامدهای منفی ناشی از پرداخت یارانه‌ها شامل ایجاد فشار تورمی و تشدید اثرات آن بر اقشار پایین جامعه، افزایش نابرابری و گسترش فقر است. نتایج الگوی کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که نرخ تورم با علامت منفی اثر غیرمعناداری بر نابرابری درآمد داشته است. بااین‌حال، در الگوی بلندمدت، تورم با ضریب ۱/۴۰ اثر مستقیم و معناداری در سطح احتمال ۵ درصد بر نابرابری درآمد دارد.

---

1. Inverted U
2. Targeted Subsidies Project
3. Prodigality of Resources

بر اساس مبانی نظری، تورم که یکی از مهم‌ترین عوامل بی‌ثبات‌کننده اقتصادی محسوب می‌شود. به‌طوری که تورم می‌تواند به‌عنوان نوعی مالیات نزولی[1] در نظر گرفته شود که اثر آن بیشتر متوجه افراد فقیر و اقشار کم‌درآمد جامعه است. مطابق دیدگاه استرلی[2] (۱۹۹۸)، این وضعیت دو دلیل عمده دارد: نخست آنکه فقرا و افراد کم‌درآمد جامعه اغلب دارایی‌های خود را به‌صورت نقد نگه می‌دارند و کمتر به روش‌های درآمدزا مانند خرید اوراق‌قرضه[3] یا سهام روی می‌آورند؛ دوم آنکه توانایی این گروه از افراد جامعه در حفظ ارزش دارایی‌ها و درآمدشان در برابر تورم، به‌مراتب کمتر از افراد ثروتمند است. در نتیجه، دارایی‌ها و درآمد افراد فقیر بیشتر در معرض کاهش ارزش ناشی از تورم قرار می‌گیرد.

بااین‌حال، در خصوص مکانیسم‌های اثرگذار شاخص تورم بر نابرابری درآمد می‌توان به چند مسیر اشاره کرد. نخست، تورم موجب انتقال درآمد از دست مزدبگیران به صاحبان سرمایه می‌شود و از این طریق نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. دوم، تورم با کاهش دستمزد حقیقی، درآمد افراد فقیر را کاهش می‌دهد (Tyson, 1998). سوم، ازآنجاکه فقرا بخش عمده‌ای از دارایی‌های خود را به‌صورت پول نقد نگه می‌دارند، تورم موجب کاهش قدرت خرید و بی‌ارزش شدن دارایی‌های آن‌ها می‌شود، درحالی‌که ثروتمندان دارای ترکیبی از پول نقد و دارایی سرمایه‌ای هستند و اثر تورم بر دارایی آن‌ها کمتر است. چهارم، تورم باعث کاهش ارزش پرداخت‌های انتقالی دولت می‌شود؛ ازآنجاکه این پرداخت‌ها عمدتاً به اقشار کم‌درآمد تعلق دارد، تورم می‌تواند موجب افزایش نابرابری و فقر در جامعه شود.

نتایج الگوی کوتاه‌مدت در جدول (۵) نشان می‌دهد که نرخ بیکاری با ضریب ۱/۳۵- اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. بااین‌حال، بر اساس نتایج الگوی بلندمدت، نرخ بیکاری با ضریب ۱۲/۸۳ تأثیر مستقیم و معناداری در سطح احتمال ۱۰ درصد بر نابرابری درآمد نشان می‌دهد؛ لذا، بر اساس نتایج نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت باعث کاهش نابرابری می‌شود؛ اما در بلندمدت باعث افزایش آن طی دوره موردمطالعه شده است. به‌طورکلی، هنگامی که اقتصاد دچار نوسانات می‌شود، ترکیب تقاضای نیروی کار، ساختار بیکاری و دستمزدهای حقیقی و نیز سطوح تجربه و مهارت کارگران دستخوش تغییرات ادواری می‌گردد. در این شرایط، نخست هزینه‌های مربوط به نیروی کار کارفرمایان را وادار می‌کند تا کارگران کم‌تجربه و کم‌مهارت را به‌صورت دوره‌ای و قراردادی استخدام کنند؛ به‌طوری که در دوران رکود اقتصادی آن‌ها را اخراج و در دوران رونق دوباره به استخدام آن‌ها روی می‌آورند. این گروه از کارگران که معمولاً در بخش پایینی توزیع درآمد قرار دارند، در معرض نوسانات شدید دستمزد قرار می‌گیرند. دوم، فقرا به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه دسترسی محدود به بیمه‌های بیکاری[4] دارند و نمی‌توانند اثرات منفی بیکاری را جبران کنند. سوم، کارگرانی که در شغل خود باقی می‌مانند نیز در طول دوره‌های بیکاری از پایین‌بودن دستمزد حقیقی رنج می‌برند. باتوجه‌به این عوامل، به‌طورکلی اثر بیکاری بر نابرابری درآمد مثبت است و افزایش نرخ بیکاری منجر به تشدید نابرابری در جامعه می‌شود.

---

1. Regressive Tax
2. Esterly (1998)
3. Bond (finance)
4. Unemployment benefits

جدول ۵: برآورد اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصادی بر نابرابری درآمد

متغیرها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
الگوی کوتاه‌مدت				
$D(EcoII^+)$	۰/۱۲	۰/۰۵۰	۲/۵۱	۰/۰۳۰
$D(EcoII^-)$	−۰/۱۷	۰/۰۳۳	−۵/۱۷	۰/۰۰۰
$D(IPC)$	−۱/۶۰	۰/۲۸۴	−۵/۶۵	۰/۰۰۰
$D(IPC^2)$	۰/۰۱	۰/۰۰۲	۵/۵۸	۰/۰۰۰
$D(SubR)$	−۰/۳۹	۰/۰۷۸	−۵/۰۲	۰/۰۰۰
$D(Inf)$	−۰/۰۰۱	۰/۰۱۴	−۰/۰۸	۰/۹۳۴
$D(UnEm)$	−۱/۳۵	۰/۲۴۱	−۵/۵۹	۰/۰۰۰
C	۱۰۴/۱۰	۱۴/۱۲۷	۷/۳۷	۰/۰۰۰
$CointEq$	−۰/۳۲	۰/۰۴۲	−۷/۶۹	۰/۰۰۰
الگوی بلندمدت				
$EcoII^+$	۰/۶۲	۰/۳۳۰	۱/۸۸	۰/۰۸۹
$EcoII^-$	۱/۹۴	۰/۹۰۷	۲/۱۴	۰/۰۵۷
IPC	۶/۷۷	۳/۰۳۵	۲/۲۳	۰/۰۴۹
IPC^2	−۰/۰۴	۰/۰۲۱	−۲/۲۵	۰/۰۴۷
$SubR$	۱/۲۱	۰/۶۳۰	۱/۹۲	۰/۰۸۲
Inf	۱/۴۰	۰/۶۰۷	۲/۳۰	۰/۰۴۳
$UnEm$	۱۲/۸۳	۵/۸۵۰	۲/۱۹	۰/۰۵۳
C	−۳۱۹/۷۳	۱۵۲/۶۸	−۲/۰۹	۰/۰۶۲

آزمون والد جهت بررسی وجود عدم تقارن

متغیر	آماره F	احتمال	مقدار ضریب
برآیند اثر $EcoII^+$	۳۰/۵۱	۰/۰۰۰	−۰/۲۰
برآیند اثر $EcoII^-$	۴۴/۹۹	۰/۰۰۰	−۰/۶۳
برآیند اثر $EcoII^+, EcoII^-$	۴۰/۱۵	۰/۰۰۰	۰/۴۳

آزمون کرانه‌ها جهت بررسی رابطه بلندمدت

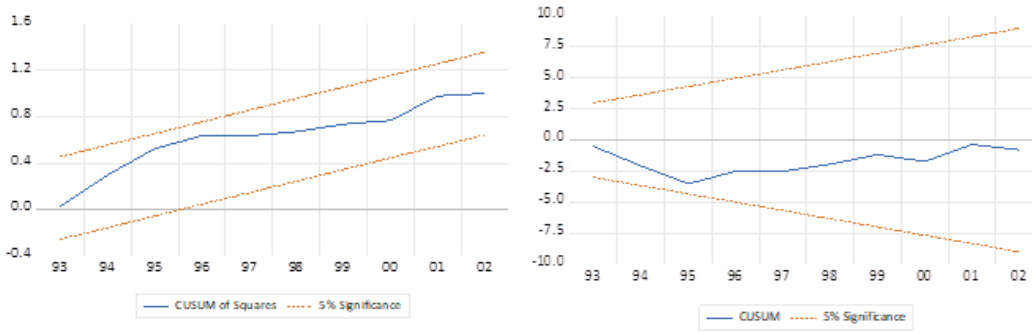
سطح خطا	آماره آزمون	کرانه پایین	کرانه بالا
۱ درصد	۳/۶۵	۲/۷۳	۳/۹
۵ درصد		۲/۱۷	۳/۲۱
۱۰ درصد		۱/۹۲	۲/۸۹

آزمون‌های تشخیصی

آزمون	آماره	سطح احتمال
نرمالیتی	۰/۰۸۶	۰/۹۵۷
ناهمسانی واریانس	۲/۳۷	۱/۰۰۰
خودهمبستگی سریالی	۱/۵۴	۰/۲۳۲
رمزی ریست	۱/۲۶	۰/۳۷۹

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از برآورد مدل، به‌منظور اطمینان از پایداری و اعتبار نتایج حاصل از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده غیرخطی، آزمون‌های ثبات ساختاری شامل پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی انجام شد. در این آزمون‌ها، مقادیر آماره برآوردی در بازه دو مرز بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رسم می‌شوند. خروجی این آزمون‌ها برای نتایج مدل سوم در شکل (۴) ارائه شده است. بر اساس نتایج، ضرایب برآوردی پایدار بوده و شواهدی دال بر وجود شکست ساختاری مشاهده نمی‌شود.



شکل۴: آزمون ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی مدل ۳

منبع: محاسبات پژوهش.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر باهدف تحلیل اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر فقر و نابرابری درآمد، بر اساس رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده غیرخطی طی بازه زمانی ۱۳۶۳ تا ۱۴۰۲ انجام شده است. شاخص بی‌ثباتی اقتصادی بر مبنای چهار زیرشاخص شامل: بی‌ثباتی کسری بودجه نسبت به تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نسبت بدهی خارجی به تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز، با استفاده از روش‌های آرچ و گارچ محاسبه گردیده است. به‌منظور تحلیل اثرات بی‌ثباتی اقتصادی، سه مدل بر اساس محاسبه فقر با دو شاخص شکاف فقر و شاخص فوستر -گریر -توربک و همچنین متغیر نابرابری درآمد که با شاخص نسبت هزینه دهک بالاتر (ثروتمندترین) به دهک پایین‌تر (فقیرترین) اندازه‌گیری شده است، تصریح و برآورد شده‌اند.

نتایج پژوهش نشان داد که افزایش‌ها در بی‌ثباتی اقتصادی در کوتاه‌مدت موجب کاهش فقر شده، اما هم‌زمان باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شوند. در مقابل، در بلندمدت، افزایش بی‌ثباتی اقتصادی هر دو شاخص فقر و نابرابری درآمد را در ایران افزایش داده است. ازسوی‌دیگر، کاهش‌ها در بی‌ثباتی اقتصادی در کوتاه‌مدت موجب افزایش فقر و کاهش نابرابری درآمد می‌شوند، اما در بلندمدت، کاهش بی‌ثباتی اقتصادی منجر به افزایش فقر و نابرابری درآمد در ایران شده است. برآیند این نتایج نشان می‌دهد که بی‌ثباتی اقتصادی طی دوره موردمطالعه به‌طورکلی باعث افزایش فقر و نابرابری درآمدی در ایران شده است. این یافته‌ها با نتایج مطالعات رحمانی و همکاران (۱۳۹۱)، ملکی (۱۳۹۴)، زروکی و همکاران (۱۴۰۰)، برین و گارسیا پنالوسا (۲۰۰۵)، دیتا و حیات (۲۰۱۷)، علی (۲۰۱۶)، خالد و همکاران (۲۰۲۳) و بودئا و همکاران (۲۰۲۱) هم‌راستا است.

نتایج نشان داد که رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت منجر به افزایش فقر شده است. این یافته‌ها با نتایج مطالعه ملکی (۱۳۹۴) در الگوی کوتاه‌مدت و همچنین بامطالعه رفعت میلانی و همکاران (۱۴۰۳) که نشان دادند رشد تولید ناخالص داخلی در رژیم اول اثر مثبتی بر فقر دارد، همسو است. بااین‌حال، این نتایج با یافته‌های رفعت میلانی و همکاران (۱۴۰۳) و نگوبانه و همکاران (۲۰۲۳) که نشان دادند رشد اقتصادی در رژیم دوم و در بلندمدت منجر به کاهش فقر می‌شود، همسو نیست.

نتایج نشان داد که درآمد سرانه در کوتاه‌مدت منجر به کاهش فقر و نابرابری درآمد شده است. بااین‌حال، در بلندمدت، درآمد سرانه همچنان باعث کاهش فقر می‌شود، اما هم‌زمان موجب افزایش نابرابری درآمد نیز می‌گردد. یافته‌های کوتاه‌مدت با مطالعات حاجیلی دوجی و علمی (۱۴۰۳)، گلزر (۲۰۲۵) و سیمیونسکو (۲۰۲۵) همسو است.

علاوه بر این، نتایج نشان داد که مجذور درآمد سرانه در کوتاه‌مدت باعث افزایش نابرابری درآمد و در بلندمدت منجر به کاهش آن می‌شود؛ بنابراین، یافته‌های بلندمدت مربوط به نابرابری درآمد با فرضیه منحنی کوزنتس (KCH) [1] همسو بوده و آن را پشتیبانی می‌کند. این نتایج با مطالعات حبیبی و همکاران (۱۴۰۲)، زروکی و همکاران (۱۴۰۰)، عبدی و همکاران (۲۰۲۵) و آیاش و همکاران (۲۰۲۵) که نشان دادند فرضیه کوزنتس در پژوهش‌های آن‌ها صادق است، تطابق دارد.

نتایج نشان داد که نرخ تورم در کوتاه‌مدت موجب کاهش فقر شده است، اما اثر معنی‌داری بر نابرابری درآمد ندارد. بااین‌حال، در بلندمدت، افزایش نرخ تورم منجر به افزایش هم فقر و هم نابرابری درآمد می‌شود. این یافته‌ها با مطالعات کمیجانی و محمدزاده (۱۳۹۳)، رفعت میلانی و همکاران (۱۴۰۳)، نوفرستی و محمدی (۱۳۸۸)، حبیبی و همکاران (۱۴۰۲)، عبدی و همکاران (۲۰۲۵)، آیاش و همکاران (۲۰۲۵) و گلزر (۲۰۲۵) که نشان دادند تورم باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود، همسو است.

همچنین، اندازه دولت در کوتاه‌مدت و تنها در مدل ۱ اثر منفی و معناداری داشته و باعث کاهش فقر شده است. این نتایج با مطالعات کمیجانی و محمدزاده (۱۳۹۳)، ملکی (۱۳۹۴) و حاجیلی دوجی و علمی (۱۴۰۳) که نشان دادند مخارج دولت و اندازه دولت اثر مثبت بر نابرابری درآمد دارند، همسو نیست. علاوه بر این، نسبت یارانه به مخارج دولت در کوتاه‌مدت باعث کاهش نابرابری و در بلندمدت موجب افزایش نابرابری شده است. این نتایج بامطالعه کمیجانی و محمدزاده (۱۳۹۳) که نشان داد یارانه کالاهای اساسی باعث افزایش نابرابری می‌شود، همسو نیست.

نتایج نشان داد که نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت باعث کاهش نابرابری درآمد می‌شود، اما در بلندمدت منجر به افزایش نابرابری می‌گردد. یافته‌های بلندمدت این مطالعه با نتایج مطالعات کمیجانی و محمدزاده (۱۳۹۳)، خالد و همکاران (۲۰۲۳)، گلزر (۲۰۲۵)، عبدی و همکاران (۲۰۲۵) و آیاش و همکاران (۲۰۲۵) که نشان دادند نرخ بیکاری به طور قابل‌توجهی نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد، همسو است.

---

1. Kuznets curve hypothesis (KCH)

باتوجه‌به نتایج حاصله در این پژوهش پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی، سیاست‌هایی را در پیش بگیرند که منجر به کاهش بی‌ثباتی در نرخ تورم، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی خارجی به تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز شود تا از مجرای آن ضمن کاهش بی‌ثباتی اقتصاد کلان، فقر نیز کاهش یابد و توزیع درآمد نیز برابرتر گردد. در این راستا تقویت استقلال بانک مرکزی، شفافیت سیاست‌های مالی و پایبندی به انضباط بودجه‌ای می‌توان نقش مؤثری ایفا کند. ازسوی‌دیگر، یافته‌ها نشان دادند که اثر کاهش بی‌ثباتی به‌مراتب قوی‌تر از افزایش آن است، بنابراین دولت‌ها باید نه‌تنها از تشدید بی‌ثباتی جلوگیری کنند، بلکه برنامه‌های هدفمند برای کاهش تدریجی بی‌ثباتی طراحی نمایند. علاوه بر این باتوجه‌به تأثیر منفی نسبت یارانه به کل مخارج دولت در این پژوهش روی نابرابری درآمد، اهمیت سیاست پرداخت یارانه‌ها و نیز مزایا و معایب این سیاست و با عنایت به اینکه هدف از اجرای این سیاست افزایش رفاه و کاهش فقر و نابرابری در جامعه و حمایت از قشرهای آسیب‌پذیر بوده، دولت می‌تواند با بررسی تمام جنبه‌های این سیاست شرایطی را فراهم آورد که این پرداخت‌ها باعث افزایش توانمندی قشرهای کم‌درآمد و آسیب‌پذیر گردد. در واقع جایگزین‌کردن سیاست-های حمایتی بهتر با سیاست‌های تورم‌زا، سطح درآمد حقیقی و رفاه خانوارها را جامعه افزایش می‌دهد و در نتیجه آن فقر و نابرابری نیز کاهش می‌یابند. به نظر می‌رسد به‌منظور نیل به این اهداف، دولت باید سازوکاری دقیق با حداقل خطا را برای شناسایی قشرهای نیازمند حمایت‌های یارانه‌ای برنامه‌ریزی و ایجاد کند. یافته‌ها همچنین نشان دادند که درآمد سرانه حقیقی اثر منفی و معناداری بر فقر دارد. بدین معنا که رشد اقتصادی پایدار و فراگیر می‌تواند موجب کاهش فقر شود. ازاین‌رو پیشنهاد می‌شود سیاست‌های رشد اقتصادی با تمرکز بر اشتغال‌زایی، ارتقای بهره‌وری و توسعه زیرساخت‌های انسانی (به‌ویژه آموزش و سلامت) دنبال شوند تا منافع رشد به‌صورت عادلانه‌تری میان طبقات مختلف جامعه توزیع گرد. در خصوص اندازه دولت، یافته‌ها نشان می‌دهد که گسترش بیش از حد دولت می‌تواند از طریق افزایش هزینه‌های غیرمولد و کسری بودجه، موجب تشدید بی‌ثباتی و در نهایت افزایش فقر و نابرابری شود؛ بنابراین کاهش تدریجی اندازه دولت همراه با افزایش کارایی هزینه‌های عمومی و تمرکز بر مخارج توسعه‌ای و حمایتی می‌تواند به بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر منجر شود. پیشنهاد آخر آنکه باتوجه‌به تأثیر مستقیم تورم و بیکاری روی فقر و نابرابری درآمد، پیشنهاد می‌شود دولت در کنار کنترل تورم از طریق سیاست‌های پولی منسجم، برنامه‌های جامع‌تری برای کاهش بیکاری، به‌ویژه در میان جوانان و زنان، تدوین کند. ایجاد مشاغل پایدار، حمایت از بنگاه‌های کوچک و متوسط و آموزش‌های مهارتی می‌تواند در این زمینه مؤثر باشد. در مجموع ثبات اقتصادی پایدار، دولت کارآمد و رشد فراگیر می‌توانند به‌عنوان سه محور اساسی در سیاست‌گذاری برای کاهش فقر و نابرابری مدنظر قرار گیرند.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رساله دکتری ***دلشاد رحمان مرانه*** در رشته اقتصاد بخش عمومی است که تحت راهنمایی دکتر **شهریار زروکی** و دکتر **احمد جعفری صمیمی** و با مشاوره دکتر **مانی مؤتمنی** در گروه اقتصاد نظری، دانشگاه مازندران انجام شده است.

تضاد منافع

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

حامی مالی

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

شناسه ارکید (ORCID)

دلشاد رحمان مرانه	http://orcid.org/0009-0002-0727-6299
شهریار زروکی	http://orcid.org/0000-0002-7078-4547
احمد جعفری صمیمی	https://orcid.org/0000-0002-9047-6189
مانی مؤتمنی	https://orcid.org/0000-0002-4814-3276

منابع و مأخذ

ابونوری، اسمعیل و رضا، عباسی قادی. (۱۳۸۶). برآورد اثر رشد اقتصادی بر فقر در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۰)، ۵۲-۲۳. https://ijer.atu.ac.ir/article_3647.html

ارضروم چیلر، نسرین. (۱۳۸۴). ابعاد گوناگون فقر در ایران. *نشریه روند (روند پژوهش‌های اقتصادی)*، (۲۷)، ۱۲-۳۶. https://ijer.atu.ac.ir/article_3647.html

پارت، سمانه، خانزادی، آزاد و کریمی، محمد شریف. (۱۴۰۰). تأثیر راهبردهای حمایتی سرمایهٔ اجتماعی با تأکید بر سیاست‌های یارانه‌ای، *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۹ (۳۳)، ۱۰۴-۱۳۳. https://doi.org/10.30507/jmsp.2021.111383

پیش بهار، اسماعیل، باقرپور، شبنم، و قهرمان‌زاده، محمد. (۱۳۹۸). بررسی شاخص‌های فقر روستایی و عوامل مؤثر بر آن در ایران. *اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، ۳۳(۱)، ۴۱-۵۴. https://doi.org/10.22067/jead2.v0i0.73388

حاجیلی دوجی، معصومه و علمی، زهرامیلا. (۱۴۰۳). تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد با تأکید بر بی‌ثباتی سیاسی. *تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران*، ۱۰(۱)، ۲۲۷-۲۵۰. https://doi.org/10.22051/ieda.2024.46408.1406

حبیبی، فاتح، عزیزی، وحید، منوچهری، صلاح‌الدین و علی مرادی افشار، پروین. (۱۴۰۲). بلایای طبیعی، جهانی‌شدن، توسعهٔ مالی و نابرابری درآمد در ایران. *پژوهش‌های برنامه و توسعه*، ۴(۴)، ۷-۴۲. https://doi.org/10.22034/pbr.2024.198799

راغفر، حسین، خوش‌دست، فریبا، و یزدان‌پناه، محدثه. (۱۳۹۱). اندازه‌گیری نابرابری درآمد در ایران از ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۹. *رفاه اجتماعی*، ۱۲(۴۵ (فقر (۱))، ۲۴۱–۲۶۶. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-1013-fa.html

رحمانی، تیمور، پوررحیم، پروین، و دهقان منشادی، محمد. (۱۳۹۱). بررسی رابطه بی‌ثباتی سیاست‌های اقتصاد کلان و توزیع درآمد در کشورهای درحال‌توسعه. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۸(۴)، ۱۸۱–۲۰۱. https://www.magiran.com/p1219330

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). *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۳(۱)، ۶۲–۸۹. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141551.1134

زارع چمازکتی، محمدرضا، کریمی موغاری، زهرا و زروکی، شهریار. (۱۴۰۱). تأثیر رشد اقتصادی بر فقر: مطالعات تطبیقی برنامه اول و سوم توسعه، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۲۲(۸۵)، ۹۵–۱۱۸. https://doi.org/10.22054/joer.2023.71903.1111

زروکی، شهریار، عبدی سیّدکلایی، محمد و یوسفی بارفروشی، آرمان. (۱۴۰۰). تحلیل نقش بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر نابرابری درآمد در ایران. *پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی*، ۲۱(۴)، ۳۷–۶۶. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1400.21.4.1.5

شاکری، عباس، جهانگرد، اسفندیار، و اقلامی، سمیه. (۱۳۹۲). اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱۳(۴)، ۲۷–۵۳. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1392.13.4.2.0

صامتی, مجید و بهنود، مرجان. (۱۳۹۱). تأثیر بی‌ثباتی اقتصادی بر توسعه انسانی در کشورهای منتخب آسیا، *تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۵، ۵۳–۶۸ https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1397.8.31.1.8

عصاری، عباس و مزینانی، عاطفه (۱۳۹۰). روش‌ها و شاخص‌های اندازه‌گیری فقر و رفاه اقتصادی. *راهبرد توسعه*، (۲۷)، ۷۶–۱۰۱. https://www.magiran.com/p949681

کارنامه حقیقی، حسن (۱۳۹۱). *پی‌آمد بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر فقر در ایران (۸۷-۱۳۶۳)* (رساله دکتری). دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، اصفهان. https://elmnet.ir/doc/10529675-21722

کمیجانی، اکبر، و محمدزاده، فریدون. (۱۳۹۳). تأثیر تورم بر توزیع درآمد و عملکرد سیاست‌های جبرانی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۶۹)، ۵–۲۴. http://qjerp.ir/article-1-127-fa.html

گیلک حکیم‌آبادی، محمدتقی، زروکی، شهریار و حسن‌زاده، شهره. (۱۳۹۶). تأثیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر جرائم مالی در ایران. *پژوهش‌های راهبردی امنیت و نظم اجتماعی*، ۶ (۱)، ۲۹–۴۶. https://doi.org/10.22108/ssoss.2017.21278

ملکی، پروین. (۱۳۹۴). *تأثیر نامیزانی نرخ ارز بر توزیع درآمد: مطالعه موردی اقتصاد ایران*. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران. https://elmnet.ir/doc/10833676-12461

نوفرستی، محمد و محمدی، فردین. (۱۳۸۸). بررسی اثرات شوک‌های اقتصاد کلان بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۳(۳۸)، ۳۱–۵۲. https://ijer.atu.ac.ir/article_3514.html

References

Abdi, A. H., Mohamed, A. A., Mohamed, A. A., & Mohamed, A. A. (2025). Do globalization, foreign direct investment, and inflation drive income inequality? Evidence from Somalia within the Kuznets curve hypothesis. *Research in Globalization*, 100301. https://doi.org/10.1016/j.resglo.2025.100301

Abounoori, E. & Abbasi Ghadi, R. (2007). Economic growth effect on poverty in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *9*(30), 23-52. (In Persian)

Agénor, P. R. (2004). Macroeconomic adjustment and the poor: analytical issues and cross-country evidence. *Journal of economic surveys*, 18(3), 351-408. https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2004.00225.x

Ali, A. (2016). Issue of income inequality under the perceptive of macroeconomic instability. *Pakistan Economic and Social Review*, *56*(1), 121-155.

Apergis, N., & Cooray, A. (2018). Asymmetric real exchange rates and poverty: The role of remittances. Emerging Markets Review, 35, 111-119. https://doi.org/10.1016/j.ememar.2018.02.001.

Asari, A., & Mazinani, A. (2011). Methods and indicators for measuring poverty and economic well-being. *Development Strategy*, *27*, 76-101. (In Persian)

Asian Development Bank (2011). *Poverty, inequality, and inclusive growth in Asia: Measurement, policy issues, and country studies*. (Juzhong Zhuang (Ed.)). Anthem Press.

Ayyash, M., Sek, S. K., & Kole, A. (2025). Income inequality dynamics in ASEAN-5: a panel data approach using CS-ARDL to examine macroeconomic factors. *Discover Sustainability*, *6*(1), 465. https://doi.org/10.1007/s43621-025-01068-1

Bodea, C., Houle, C., & Kim, H. (2021). Do financial crises increase income inequality? *World Development*, *147*, 105635. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105635.

Breen, R., & Garcia-Peñalosa, C. (2005). Income inequality and macroeconomic volatility: An empirical investigation. *Review of Development Economics*, *9*(3), 380-398. https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2005.00283.x.

Bulir, A. (2001). Income inequality: Does inflation matter? *IMF Staff Papers*, *48*(1), 139-159.

De Barros, R. P., Corseuil, C., Mendonça, R., & Reis, M. C. (2000). Poverty, inequality and macroeconomic instability. *Economia Aplicada*, *4*(4), 743-761. https://hdl.handle.net/10419/220182.

Demery, L., & Addison, T. (1987). Stabilization Policy and Income Distribution in Developing Countries. *World Development*, 15(12), 1483-1498. https://doi.org/10.1016/0305-750X(87)90232-4

Ditta, A., & Hayat, M. A. (2017). Macroeconomic instability and its role on income inequality in developing countries. *Pakistan Economic and Social Review*, *55*(2), 613-636.

Dollar, D., & Kraay, A. (2002). Growth is good for the poor. *Journal of Economic Growth*, 7, 195-225. https://doi.org/10.1023/A:1020139631000.

Eghbali, A.R., Hallafi, H.R., & Gaskari, R. (2003). The Effects of Some Variables on Private Investment: The Case of Iran. Fourth International Scientific Confernce: Invstment in the Future, Proceeding International House of Scientists, F.J. Curie, Varna-Bulgaria, PP.43-53.

Elshahawany, D. N., & Elazhary, R. H. (2024). Government spending and regional poverty alleviation: evidence from Egypt. *Asia-Pacific journal of regional science*, *8*(1), 111-135. https://doi.org/10.1007/s41685-023-00318-2

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, *50*(4), 987–1007. https://doi.org/10.2307/1912773

Erzurum Ciller, N. (2005). Various dimensions of poverty in Iran. *Trend (Economic Research Trends)*, *27*, 12-36. https://ijer.atu.ac.ir/article_3647.html. (In Persian)

Eslami, M., & Hoseini, M. (2024). Poverty dynamics in Iran. *Planning and Budgeting*, *29*(2), 173-40. http://dx.doi.org/10.61186/jpbud.29.2.3.

Ferreira, F. H., & Keely, L. C. (2000). The World Bank and structural adjustment: Lessons from the 1980s. The World Bank: Structure and policies, 3, 159.

Financial Glossary (2011). Financial Glossary. International Monetary Fund, April 2011 www.imf.org

Fischer, S. (1988). Real balances, the exchange rate, and indexation: Real variables in disinflation. *The Quarterly Journal of Economics*, *103*(1), 27-49. https://doi.org/10.2307/1882641.

Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, *32*(3), 485-512. https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D.

Gilak Hakimabadi, M. T., Zaroki, S., & Hasanzade, S. (2017). The effect of macroeconomic instability on financial crimes in Iran. *Strategic Research on Social Problems*, *6*(1), 29-46. https://doi.org/10.22108/ssoss.2017.21278. (In Persian)

Glezer, E. (2025). How does conflict moderate the impact of remittances on income inequality in Latin American countries?. *UCL Journal of Economics,* 4(1), https://doi.org/10.14324/111.444.2755-0877.2055

Gordon, D. (2006). The concept and measurement of poverty. In Poverty and Social Exclusion in Britain (pp. 29-70). Policy Press. https://doi.org/10.51952/9781447366843.ch002

Grespo. R. J. (2004). Macroeconomic Condition and Income Distribution in Venezuela. University of Bristol. https://www.bristol.ac.uk/efm/media/workingpapers/working_papers/pdffiles/dp18703.pdf.

Habibi, F., Azizi, V., Manochehri, S., & Ali Moradi Afshar, P. (2024). Natural disasters, globalization, financial development and income inequality in Iran. *Program and Development Research*, *4*(4), 7-42. https://doi.org/10.22034/pbr.2024.198799

Hajili Davaji, M., & Elmi, Z. (2024). The effects of good governance on income inequality with an emphasis on political instability. *Iranian Economic Development Analyses*, *10*(1), 227-250. https://doi.org/10.22051/ieda.2024.46408.1406

Hausmann, R., & Gavin, M. (1996). Securing stability and growth in a shock prone region: The policy challenge for Latin America (No. 315). Working Paper. http://dx.doi.org/10.18235/0011583

Heipertz, M., & Verdun, A. (2010). Ruling Europe: The politics of the stability and growth pact. Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511750380

Karnameh Haghighi, H. (2012). The Consequences of Macroeconomic Instability on Poverty in Iran (1984-2008). PhD thesis. University of Isfahan, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan. http://qjerp.ir/article-1-127-fa.html (In Persian)

Kaulihowa, T., & Adjasi, C. (2018). FDI and income inequality in Africa. *Oxford Development Studies*, *46*(2), 250-265. https://doi.org/10.1080/13600818.2017.1381233?urlappend=%3Futm_source%3Dresearchgate.net%26medium%3Darticle

Kemal, A. R. (2001). Debt accumulation and its implications for growth and poverty. *The Pakistan Development Review*, *40*(4), 263-281. https://doi.org/10.30541/v40i4Ipp.263-281

Khalid, M., Khan, A. A., & Jafri, M. K. (2023). Impact of macroeconomic instability on income inequality in South Asian countries. *Journal of Management & Islamic Finance (GJMIF)*, *3*(4). https://gjmif.com/index.php/GJMIF/article/view/66

Khodadad Kashi, F., & Tash, M. N. S. (2014). Effects of macroeconomic variables on poverty in Iran (Application of bootstrap technique). *Theoretical and Applied Economics*, *21*(5), 594. 10.22096/esp.2010.26222

Komijani A., & Mohammadzadeh, F. (2014). The effect of inflation on income distribution and performance of compensation policies. *qjerp*, *22*(69), 5-24. http://qjerp.ir/article-1-127-en.html (In Persian).

Kuznets, S. (1955) Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45, 1-28.

Loko, M. B., Nallari, R., Kalonji, M. K. D., & Mlachila, M. M. (2003). The impact of external indebtednesson poverty in low-income countries. International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781451848199.001

Lustig, N., & Walton, M. (1999). Crises and the poor: a template for action. In Prepared for the Conference on Social Protection and Poverty in Washington, DC. https://doi.org/10.2139/ssrn.2948956

Maier, R. (2004). Macroeconomic Policy for Pro-poor Growth, Ph.D. Thesis in Ludwing-Maximilians University, Munich. https://edoc.ub.uni-muenchen.de/3149/1/Maier_Rolf.pdf

Maleki, P. (2015). The Effect of Exchange Rate Imbalance on Income Distribution: A Case Study of the Iranian Economy. Master's Thesis, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran. https://elmnet.ir/doc/10833676-12461 (In Persian)

Ngubane, M. Z., Mndebele, S., & Kaseeram, I. (2023). Economic growth, unemployment and poverty: Linear and non-linear evidence from South Africa. *Heliyon*, *9*(10), e20267. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e20267

Noferesti, M. and Mohammadi, F. (2009). Analyzing the effects of macroeconomic shocks on income distribution in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, *13*(38), 31-52. https://ijer.atu.ac.ir/article_3514.html?lang=en&lang=en&lang=en& lang=en (In Persian)

Obi, B. O. (2007). Fiscal policy and poverty alleviation: Some policy options for Nigeria.

Part, S., Khanzadi, A., & Karimi, M. (2021). Analyzing the effects of social capital supportive strategies: A focus on subsidy policies. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *9*(33), 104-133. https://doi.org/10.30507/jmsp.2021.111383 (In Persian)

Paul, J. (2002). Inflation and macroeconomic instability in Madagascar. University of Toulose and Institute Universitaire Defrance, pp 2-10. https://econpapers.repec.org/RePEc:csa:wpaper:2001-02

Petri, P. A. (1993). The Lessons of East Asia: Common Foundations of East Asian Success. World Bank. http://documents.worldbank.org/curated/en/134881468770641850

Pishbahar, E., Bagherpour, S. & Ghahremanzadeh, M. (2019). Evaluation of rural poverty indicators and its' affecting factors in Iran. *Journal of Agricultural Economics & Development*, *33*(1), 41-54. https://doi.org/10.22067/jead2.v0i0.73388 (In Persian)

Rafat Milani, M., Heidarian, M., & Arab YarMohammadi, J. (2024). Investigating the effects of government debt on the poverty in Iran; with smooth transition regression (STR) approach. *Economic Policies and Research*, *3*(1), 62-89. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141551.1134

Raghfar H., Khoshdast F., & Yazdanpanah, M. (2012). Measurement of income inequality in Iran, 1984-2010. *refahj*. *12*(45), 275-305. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-1013-fa.html (In Persian)

Rahmani, T., Pourrahim, P., & Dehghan Manshadi, M. (2012). The examination of the relationship between macroeconomic policies instability and income distribution in developing countries. *The Journal of Economic Policy*, *4*(8), 181-201. https://www.magiran.com/p1219330 (In Persian)

Rainwater, L. (1990). Poverty and equivalence as social constructions, 55. LIS Working Paper Series. https://econpapers.repec.org/RePEc:lis:liswps:55

Ramey, G., & Ramey, V. A. (1994). Cross-country evidence on the link between volatility and growth. http://www.jstor.org/stable/2950979?origin=JSTOR-pdf

Ravallion, M. (1997). Can high-inequality developing countries escape absolute poverty?. *Economics Letters*, *56*(1), 51-57. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00117-1

Ravallion, M. (2010). Poverty lines across the world. World bank policy research working paper, (5284). https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00117-1

Sameti, M., & Behnoud, M. (2012). The impact of economic instability on human development in selected Asian countries, *Economic Development Research*, *5*, 53-68. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1397.8.31.1.8 (In Persian).

Shakeri, A,. Jahangard, E., & Etamei, S. (2013). The nonlinear effect of inflation on income inequality in Iran. *Sustainable Growth and Development Research* (Economic Research), *13*(4), 27-53. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1392.13.4.2.0 (In Persian)

Sheikh, M. R., & Alam, T. (2013). Does external indebtness enhance the incidence of poverty in pakistan? An empirical evidence. *International Research Journal of Finance and Economics*, 106, 17-23. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(97)00117-1

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. Festschrift in honor of Peter Schmidt: *Econometric Methods and Applications*, 281-314. https://doi.org/10.2139/ssrn.1807745.

Simionescu, M. (2025). Does finance contribute to income inequality in the European Union?. *Borsa Istanbul Review,* 25(6), 1116-1127. https://doi.org/10.1016/j.bir.2025.06.010

Townsend, P. (1979) *Poverty in the United Kingdom, London*, Allen Lane and Penguin Books' if quoting from this book.

Tyson, L. (1998). Commentary: how can economic policy strike a balance between economic efficiency and income equality. Income Inequality: Issues and Policy Options, 337-343. https://econpapers.repec.org/RePEc:fip:fedkpr:y:1998:p:337-343.

Yang, L. (2017) The relationship between poverty and inequality: concepts and measurement. CASEpapers (205). Centre for Analysis of Social Exclusion, London, UK. http://eprints.lse.ac.uk/id/eprint/103491.

Younsi, M., & Bechtini, M. (2020). Economic growth, financial development, and income inequality in BRICS countries: does Kuznets' inverted U-shaped curve exist?. *Journal of the Knowledge Economy*, 11, 721-742. https://doi.org/10.1007/s13132-018-0569-2.

Zare Chamazakhti, M. R., Karimi Moughari, Z., & Zaroki, S. (2022). The impact of economic growth on poverty: A comparative study of the first and third development plans. *Economics Research*, *22*(85), 95-118. https://doi.org/10.22054/joer.2023.71903.1111. (In Persian)

Zaroki, S. , Abdi Seyyedkolaee, M., & Yousefi barfurushi, A. (2021). Analyzing the role of macroeconomic instability on income inequality in Iran. *Economic Research and Perspectives*, 21(4), 37-66. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1400.21.4.1.5

Zaroki, S., Abdi Seyed Kolai, M., & Yousefi Barfuroshi, A. (2021). Analyzing the role of macroeconomic instability on income inequality in Iran. *Sustainable Growth and Development Research* (Economic Research), *21*(4), 37-63. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1400.21.4.1.5 (In Persian).

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

Volume 5, Issue 1, Spring 2026, Page: 137-165 DOI: 10.22034/jepr.2024.142083.1171

Research Article

Improving the Accuracy of Economic Growth Rate Forecasting Using a Combination of Wavelet Transform and Artificial Neural Network

Bahareh Karami[1], **Saeed Kian Poor***[2]

1. Ph.D. in Public Sector Economics, Auditor of the Kurdistan Province Tax Office, Sanandaj, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran.

Received 06 September 2024 Revise 08 December 2024 Accepted 09 December 2024 Publish 21 March 2026

Abstract

Forecasting macroeconomic and financial variables plays a vital role in guiding policymakers' decisions. However, this task is particularly complex in developing economies such as Iran, where numerous factors overlooked by conventional economic theories significantly influence the economic landscape and outlook. As a result, economic relationships in these settings tend to be more unstable and exhibit pronounced nonlinear patterns. In recent years, the integration of wavelet transforms and artificial neural networks (ANNs) has gained attention as a powerful approach for mathematical modeling. This hybrid method effectively denoises time series data, thereby enhancing forecasting accuracy. The present study seeks to develop a predictive model for Iran's economic growth using this combined wavelet–ANN framework. The forecasting performance of the hybrid model is further compared with that of a standalone ANN. Empirical findings reveal a marked improvement in the predictive performance of the neural network when applied to denoised data. Moreover, the results underscore the superior accuracy of the hybrid model relative to traditional benchmark models such as XGBoost and ARIMA. Model performance was evaluated using criteria including the root mean square error (RMSE) and the Diebold–Mariano test.

Keywords: Wavelet Analysis, Neural Network, Economic Growth Forecasting.

JEL Classification: C22, C45, C53.

* **Corresponding Author**: Saeed Kian Poor **E-mail:** S_kianpoor@pnu.ac.ir **Tel:** +989123753340

Cite This Article (APA): Karami, B. & Kian Poor, S. (2026). Improving the Accuracy of Economic Growth Rate Forecasting Using a Combination of Wavelet Transform and Artificial Neural Network. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(1), 137-165. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.142083.1171

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63560.html?lang=en

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

Introduction

Economic information serves as a cornerstone for policymaking; however, key macroeconomic indicators such as GDP are typically released with considerable delays and are frequently subject to revisions. These time lags significantly reduce their usefulness for capturing real-time economic dynamics, underscoring the need for effective forecasting models.

Accurate GDP growth forecasting is essential for sound planning and policy formulation. Nonetheless, in developing economies like Iran, this task is particularly challenging due to unstable and nonlinear patterns driven by factors often omitted in mainstream economic frameworks. The inherent unpredictability of such economies causes traditional forecasts to deviate substantially from actual outcomes. This situation highlights the necessity of evaluating forecasting performance and fuels the demand for more reliable and adaptive predictive models.

In the past two decades, computational intelligence techniques—especially Artificial Neural Networks (ANNs) and other non-parametric regression methods—have gained traction for their strong ability to model complex economic time series. ANNs, inspired by the functioning of the human brain, possess notable adaptability and flexibility. Nevertheless, they face certain limitations, such as slow convergence rates and difficulties in handling non-stationary data without appropriate preprocessing.

To overcome these issues, the present study introduces a hybrid Wavelet–Artificial Neural Network (WANN) model for forecasting Iran's economic growth over the period 1961–2022. The proposed WANN framework integrates the strengths of wavelet transforms and ANNs to effectively capture the nonlinear and non-stationary features inherent in financial and economic time series. Specifically, in this approach, the economic growth series is first decomposed using the Discrete Daubechies Wavelet, and the resultant sub-series components are subsequently used as inputs to the ANN for forecasting.

This research constitutes the first attempt to apply a WANN-based algorithm to predict Iran's economic growth. The study further aims to assess and compare the forecasting performance of the hybrid WANN model against that of a conventional standalone ANN using raw, unprocessed data.

Methodology

The data for this study consists of time series representing Iran's economic indicators over a specified period. The dependent variable, economic growth, is analyzed in conjunction with various macroeconomic factors acting as independent variables. To enhance the quality of predictions, the wavelet transform technique is employed as a preprocessing step. This method decomposes the time series data into different frequency components, enabling the removal of noise while retaining meaningful patterns essential for accurate forecasting.

Following the denoising process, the artificial neural network (ANN) model is applied. The ANN is structured to identify and capture nonlinear relationships within the data, utilizing advanced learning algorithms for optimal performance. The combined wavelet-ANN model is then benchmarked against two widely used forecasting methods: ARIMA, a classical statistical model, and XGBoost, a machine learning approach known for its predictive capabilities. To evaluate the performance of these models, two key metrics are employed: Root Mean Square Error (RMSE) and the Diebold-Mariano test. RMSE provides a quantitative measure of forecast accuracy, while the Diebold-Mariano test assesses the statistical significance of differences in prediction errors between competing models. These metrics ensure a thorough and unbiased comparison, highlighting the strengths and limitations of each method.

Results and Discussion

The study's findings demonstrate the superior performance of the hybrid wavelet-ANN model compared to both XGBoost and ARIMA. The inclusion of the wavelet transform significantly enhances the predictive power of the ANN by reducing noise and isolating relevant patterns within the data. This improvement is particularly evident in the lower RMSE values achieved by the combined model, indicating its effectiveness in capturing the complexities of Iran's economic dynamics. Further analysis reveals that the wavelet-ANN model outperforms the traditional methods not only in accuracy but also in robustness across various economic scenarios. The comparative results, supported by detailed tables and graphs, highlight the consistency of the hybrid approach in providing reliable forecasts.

Additionally, the Diebold-Mariano test confirms the statistical significance of the observed differences, reinforcing the validity of the proposed method. The implications of these findings extend beyond the scope of this study, suggesting that integrating wavelet transforms with machine learning models can serve as a powerful tool for economic forecasting in developing economies. By addressing the inherent challenges of instability and nonlinearity, this approach offers valuable insights for policymakers and researchers seeking to navigate complex economic environments.

Conclusion

This research underscores the potential of the hybrid wavelet-ANN model as a superior forecasting tool for Iran's economic growth. By leveraging the denoising capabilities of wavelet transforms and the nonlinear analytical power of ANN, the combined approach achieves remarkable improvements in prediction accuracy compared to traditional models like XGBoost and ARIMA. The study highlights the practical applications of this method in aiding policymakers with more precise and reliable economic forecasts. Future research could explore the application of similar hybrid models in other developing economies, investigating their adaptability and effectiveness across diverse economic contexts. The findings also pave the way for further refinement of forecasting techniques, incorporating additional variables and methodologies to enhance predictive accuracy and robustness.

Additional Information

Authors' Contributions

All Authors Contributed Equally to The Writing of The Article.

Conflict of interest

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

Financial Support

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

ORCID

Bahareh karami *http://orcid.org/0000-0003-3903-5780*

Saeed kian poor *http://orcid.org/0000-0002-4827-4970*

نشریه 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 پنجم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵، صفحات: ۱۳۷ – ۱۶۵

DOI: 10.22034/jepr.2024.142083.1171

مقاله پژوهشی

بهبود دقت پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی با استفاده از ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی مصنوعی

بهاره کرمی [۱]، سعید کیان‌پور* [۲]

۱. دکتری اقتصاد بخش عمومی، حسابرس اداره امور مالیاتی استان کردستان، سنندج، ایران.

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۱۳ *تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۹/۱۸* *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۹/۱۹* *تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۰۱*

چکیده

پیش‌بینی رفتار متغیرهای کلان و مالی اقتصاد برای سیاست‌گذاران از اهمیت بالا یی برخوردار است. این امر برای اقتصادهای درحال‌توسعه از جمله ایران یک کار چالش‌برانگیز است؛ زیرا مجموعه‌ای از عوامل که در نظریه‌های اصلی اقتصاد در نظر گرفته نشده‌اند، اغلب نقش مهمی در شکل‌دادن به محیط و چشم‌انداز کلی اقتصاد آنان دارد. روابط اقتصادی در این نوع محیط‌ها بی‌ثبات‌تر و همراه با روند غیرخطی است. ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی مصنوعی یک تحلیل مدل‌سازی ریاضی نوظهور در سال‌های اخیر است که به‌منظور نویززدایی در سری‌های زمانی و افزایش دقت پیش‌بینی پیشنهاد شده است. در این پژوهش تلاش شد با استفاده از ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی مصنوعی، مدلی به‌منظور پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران ارائه گردد تا دقت پیش‌بینی روش ترکیبی با شبکه عصبی مصنوعی مقایسه شود. نتایج مطالعه بهبود معنادار در پیش‌بینی شبکه عصبی با استفاده از داده‌های نویززدایی شده را نشان داد. نتایج همچنین برتری مدل ترکیبی را نسبت به مدل‌های XGBoost و ARIMA تأیید کرد. دقت پیش‌بینی این مدل‌ها بر اساس معیارهایی مانند ریشه میانگین مربع خطا و آزمون دیبولد – ماریانو ارزیابی و مقایسه شده است.

واژگان کلیدی: تجزیه موجک، شبکه عصبی، پیش‌بینی رشد اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: C22, C45, C53

* **نویسنده مسئول:** سعید کیان‌پور آدرس رایانامه: S_kianpoor@pnu.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۲۳۷۵۳۳۴۰

استناد به مقاله (APA): کرمی، بهاره و کیان‌پور، سعید. (۱۴۰۵). بهبود دقت پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی با استفاده از ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی مصنوعی. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۵(۱)، ۱۳۷-۱۶۵. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.142083.1171

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63560.html

© نویسنده (گان)، ۲۰۲۶. *نشریه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، منتشر شده به‌صورت آنلاین توسط 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

اطلاعات در مورد وضعیت فعلی اقتصادی یک عنصر حیاتی برای سیاست‌گذاری است؛ زیرا انتخاب سیاست مناسب، بر دانش به‌روز شده از چارچوب اقتصاد کلان متکی است. آمارهای کلیدی اقتصاد کلان اغلب با تأخیر منتشر می‌شوند و یا در معرض تجدیدنظرهای مکرر قرار دارند. زمانی که داده‌های ملی با وقفه زمانی در دسترس قرار می‌گیرند، اثرگذاری‌شان در سیاست‌گذاری و شناخت وضعیت اقتصادی موجود کم‌رنگ می‌شود؛ بنابراین برای درک اینکه اقتصاد در حال حاضر کجا قرار دارد و یا ممکن است در آینده کجا باشد، نیاز به پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی پیشین است (Türsoy, 2013).

یکی از قدرتمندترین شاخص‌های آماری اقتصادی برای ارزیابی عملکرد اقتصادی و توسعه کشورها که همواره با تأخیر قابل‌توجهی منتشر می‌شود، تولید ناخالص داخلی[1] است. پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی برای برنامه‌ریزی اقتصادی ضروری است، زیرا به دولت‌ها، کسب‌وکارها و سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا روندها را پیش‌بینی کنند، تصمیمات آگاهانه بگیرند و ثبات و رشد را ارتقا دهند. بااین‌وجود رشد اقتصادی ناپایدار و غیرمستمر همراه با نوسان‌های متعدد اقتصاد ایران باعث شده که دشواری‌هایی برای پیش‌بینی آن ایجاد شود و در برخی موارد، پیش‌بینی‌های اقتصادی فقط پیش‌بینی باقی می‌مانند.

یک پیش‌بینی زمانی موفق است که نزدیک به‌واقع باشد، اما این موفقیت به روش مورداستفاده و اندازه‌گیری میزان نزدیکی آن بستگی دارد (Clements & Hendry, 2004). هنر پیش‌بینی ذاتاً دشوار است و تصمیم‌گیری در مورد اینکه آیا می‌توان از پیش‌بینی‌های ارائه شده توسط متخصصین امر استفاده کرد و یا چگونه؟ چالشی است که یک سیاست‌گذار همواره با آن مواجه است. بااین‌حال، سیاست‌گذاران به طور مداوم از پیش‌بینی‌ها استفاده می‌کنند؛ بنابراین لازم است صحت پیش‌بینی‌ها مورد ارزیابی قرار گیرد. اقتصاددانان و پیش‌بینی گران که شهرت آنها می‌تواند به‌راحتی بادقت پیش‌بینی‌شان، افزایش یا کاهش یابد، اغلب علاقه‌مند هستند که برای بهبود دقت پیش‌بینی‌های خودبین تکنیک‌های مختلف رقیب تمایز قائل شوند. این امر باعث شده مطالعاتی که بتواند به بهبود و ارتقای مدل‌های پیش‌بینی کمک کند، تقاضای روبه‌رشدی داشته باشد.

روش‌ها و ابزارهای جدید پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی از جمله سیستم‌های هوش محاسباتی - به‌ویژه شبکه‌های عصبی مصنوعی[2] (ANN) - و روش‌های رگرسیون ناپارامتریک[3] به دلیل توانایی تقریب توابع بادقت بالا در پیش‌بینی سری‌های زمانی اقتصادی و مالی در دو دهه گذشته محبوبیت زیادی پیدا کرده‌اند. مدل‌های مبتنی بر سیستم‌های هوش محاسباتی که فرایندهای بیوشیمیایی مغز[4] انسان را تقلید می‌کنند، از طریق انعطاف‌پذیری عملکردی و توانایی ذاتی خود برای انطباق با شرایط متغیر از طریق فرایندهای آموزشی و یادگیری، مزیت دارند. در واقع مزایای شبکه‌های عصبی مصنوعی به‌عنوان مدل‌های پیش‌بینی به دلیل افزایش قابل‌توجه میزان دردسترس‌بودن داده‌ها و همچنین ظرفیت محاسباتی بالاتر است (Jordan & Mitchell, 2015). بااین‌وجود،

1. Gross Domestic Product
2. Artificial Neural Networks
3. Nonparametric regression
4. Brain biochemistry

الگوریتم شبکه‌های عصبی مصنوعی در همگرایی کند است و اگر پردازش اولیه داده‌های ورودی و خروجی انجام نشود، ممکن است قادر به مقابله با داده‌های نامانا نباشد (Isa & Shabri, 2013). ازآنجاکه امروزه، ترکیب روش‌های مدل‌سازی رقابتی موجود یک حوزه فعال تحقیقاتی است، در این مطالعه سعی می‌شود با ترکیب دو رویکرد نسبتاً جدید مبتنی بر شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک، رشد اقتصادی در ایران برای سال‌های ۱۹۶۱ تا ۲۰۲۲ پیش‌بینی شود. مدل ترکیبی موجک - شبکه عصبی[1] (WANN) پیشنهادی، قابلیت موجک‌ها و شبکه‌های عصبی را برای لحاظ‌کردن ویژگی‌های غیرخطی نامانا که در سری‌های زمانی مالی تعبیه شده‌اند، ترکیب می‌کند. سری‌های WANN با مقیاس در تجزیه به دست می‌آیند و مطالعات نشان داده‌اند که ظرفیت رویکرد WANN قوی‌تر از شبکه عصبی پس انتشار[2] (BPNN) است (Yu, 2009). در این مدل ترکیبی ابتدا سری زمانی رشد اقتصادی با استفاده از موجک گسسته دابیشز، تجزیه شده سپس اجزای زیرسری جمع‌آوری شده با افزودن مؤلفه‌های موجک گسسته غالب به‌عنوان ورودی‌های مدل شبکه عصبی مصنوعی (ANN) برای پیش‌بینی رشد اقتصادی خروجی انتخاب می‌شوند. در پایان، این پژوهش به مقایسه بین دقت پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران در دو مدل شبکه عصبی با استفاده از داده‌های نویززدایی شده با تبدیل موجک و شبکه عصبی با استفاده از داده‌های اولیه از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۲۲ می‌پردازد؛ بنابراین، روش‌ها و آزمایش‌های مورد بحث در این مطالعه، این حدس را بررسی می‌کند که مجموعه‌داده‌های بزرگ‌تر و بهتر منجر به پیش‌بینی دقیق‌تر نرخ رشد اقتصادی می‌شود. فرضیه اخیر از اظهارات معروف پیتر نورویگ[3] پیروی می‌کند، یعنی «داده‌های بیشتر الگوریتم‌های هوشمندانه را شکست می‌دهد؛ اما داده‌های بهتر بر داده‌های بیشتر غلبه می‌کند». گرچه در حوزه پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی در ایران مطالعات متعددی با تکنیک‌های مختلف صورت پذیرفته است لکن تا زمان انجام پژوهش حاضر، این مطالعه اولین تلاش در استفاده از الگوریتم مبتنی بر WANN برای پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی کشور است.

در این راستا ادامه مقاله به شرح زیر سازماندهی می‌شود. در بخش دوم، ادبیات و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. در بخش سه به روش‌شناسی پرداخته می‌شود. بخش چهارم، نتایج مدل پیش‌بینی را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهد و نتیجه‌گیری در بخش پایانی بیان می‌گردد.

۲. ادبیات‌پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

گرچه پیش‌بینی اقتصاد کلان به‌نوعی سابقه طولانی دارد؛ اما ماهیت فعلی آن محصول انقلاب کینزی است. پیش‌بینی‌های رسمی به طور منظم بلافاصله پس از جنگ جهانی دوم در کشورهای اسکاندیناوی ارائه شدند و این عمل در اوایل دهه ۱۹۵۰ به بریتانیا و در دهه ۱۹۶۰ در بیشتر اقتصادهای پیشرفته دیگر گسترش یافت (Hawkins, 2005). پس از آن علاقه‌مندان به پیش‌بینی، مانند محققان اقتصادی و ریاضی‌دانان، روش‌های بسیاری را برای پیش‌بینی اقتصادی آینده توسعه داده‌اند.

1. Wavelet - Artificial Neural Network
2. Back Propagation Neural Network
3. Peter Norvig

تکنیک‌های پیش‌بینی توسعه‌یافته را می‌توان به روش‌های آماری سنتی و روش‌های هوشمند تقسیم کرد (Yu, 2009). در زمینه روش‌های آماری دیدگاه غالب، مدل‌های سری زمانی است. روش‌های تجزیه‌وتحلیل سری زمانی به طور سنتی بر دو مفهوم مانایی و خطی‌بودن بنیاد نهاده شده‌اند. مدل‌های خطی نظیر خودرگرسیون[1] (AR)، میانگین متحرک[2] (MA) و مدل‌های میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه[3] (ARIMA) اغلب تحت این فروض بکار گرفته می‌شوند (عباسی نژاد و محمدی، ۱۳۸۶). استفاده از مدل ARIMA در مدل‌سازی مسائل کاربردی اقتصادی و اجتماعی در نقاط مختلف جهان کاملاً مشهود است. لوگوبایوم و همکاران[4] (۲۰۱۳) در این باره استدلال می‌کنند که روش هموارسازی نمایی (ESM)[5] و ARIMA بیشترین رویکردهای مورداستفاده برای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی هستند. بااین‌وجود مدل‌های اقتصادسنجی سنتی، از جمله سری‌های زمانی و تحلیل‌های رگرسیونی، اغلب در به‌تصویرکشیدن پویایی‌های پیچیده و غیرخطی در داده‌های اقتصادی شکست می‌خورند (HameedAshour & Ahmed, 2024). تجزیه‌وتحلیل سری‌های زمانی اغلب برای پیش‌بینی کوتاه‌مدت و میان‌مدت مفید است؛ زیرا در این مدل‌ها فرض می‌شود که رفتار گذشته متغیر در آینده ادامه خواهد داشت. یکی از محدودیت‌های عمده این روش‌ها نیاز به مشاهدات بسیار برای ارائه نتایج مناسب از پیش‌بینی است. علاوه بر این، این‌گونه مدل‌ها از جملات خطا برای پیش‌بینی استفاده می‌کنند.

شبکه عصبی، سیستم فازی و الگوریتم ژنتیک از مدل‌های هوش مصنوعی هستند که در بین آنها شبکه عصبی باتوجه‌به ویژگی‌های آن، کاربرد گسترده‌ای یافته است و بسیاری از محققان موافق هستند که شبکه عصبی مصنوعی بهترین پیش‌بینی‌کننده و بهترین روش تحلیل غیرخطی به شمار می‌رود (Gu et al., 2020). شبکه عصبی مصنوعی، چندین لایه‌پردازش را با استفاده از عناصر ساده که به‌صورت موازی کار می‌کنند، ترکیب می‌کند. از یک‌لایه ورودی، یک یا چندلایه پنهان و یک‌لایه خروجی تشکیل شده است. هر لایه حاوی چندین نرون است که می‌توانند ورودی‌ها را با وزن‌ها و توابع فعال‌سازی برای به‌دست‌آوردن خروجی تغییر دهند.

استفاده از شبکه‌های عصبی در علم اقتصاد هنوز در مراحل نسبتاً ابتدایی خود است. مقاله کوان و وایت[6] (۱۹۹۴) احتمالاً معرفی قطعی شبکه‌های عصبی به ادبیات اقتصادسنجی است. کوان و وایت بسیاری از تشابهات بین اقتصادسنجی و شبکه‌های عصبی را ترسیم می‌کنند، سهم نظری آنان با برخی از کارهای کاربردی از جمله مطالعه معصومی و همکاران (۱۹۹۴) دنبال شده است. این نویسندگان نشان می‌دهند که چهارده سری زمانی اقتصاد کلان که در مقاله اصلی توسط نلسون و پلوسر[7] (۱۹۸۲) تحلیل شده‌اند، می‌توانند به‌خوبی با استفاده از شبکه‌های عصبی مدل‌سازی شوند و این شک قوی را ایجاد می‌کنند که این سری‌ها از فرایندهای ریشه واحد پیروی می‌کنند. این نتیجه با نتایج پرون[8] (۱۹۸۹) که اشاره می‌کند سری‌های زمانی با یک یا دوشکست ساختاری

1. Autoregressive
2. Moving-Average
3. Autoregressive Integrated Moving Average
4. Logubayom et al. (2013)
5. Exponential Smoothing
6. Kuan & White (1994)
7. Nelson & Plosser (1982)
8. Perron (1989)

هم پایدار می‌شوند، سازگار است. در واقع، نقطه قوت اصلی مدل‌های شبکه عصبی این است که آن‌ها توانایی بهتری در مدل‌سازی شکست‌هایی مانند سقوط بازار سهام و شوک‌های نفتی دارند، زیرا ممکن است نشان‌دهنده انحرافات قابل‌توجه از خطی‌بودن این مدل‌ها باشد.

از لحاظ آماری، شبکه‌های عصبی مصنوعی به‌عنوان، یک روش استنباط غیرخطی، غیرپارامتری، چندمتغیره و کاملاً داده‌محور توصیف می‌شود. شبکه‌های عصبی مصنوعی که رقیبی برای روش‌های سنتی به شمار می‌روند، می‌توانند روابط و همبستگی بین داده‌ها را به دست آورند حتی اگر قانون حاکم بر آنها ناشناخته و بسیار پیچیده باشد (هاشمی و همکاران، ۱۳۹۹). برخی از محققان در جهت ارزیابی عملکرد و توانایی روش‌های مختلف پیش‌بینی، شبکه عصبی مصنوعی را با تکنیک‌های سنتی مورد مقایسه قرار دادند از جمله گو و همکاران (۲۰۲۰)؛ پوچالسکی و همکاران[1] (۲۰۱۸)؛ سافاری و همکاران[2] (۲۰۱۶)؛ یو و همکاران[3] (۲۰۰۶) و نیز ژانگ و همکاران[4] (۲۰۱۹). نتایج مؤید آن است که به‌طورکلی، شبکه عصبی مصنوعی از این تکنیک‌ها بهتر عمل کرده و توانسته است روندهای غیرخطی پویا، الگوهای فصلی و تعاملات بین آنها را ثبت کند (Matt et al., 2021).

علی‌رغم مزایا و محبوبیت ظاهری مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی و مدل‌های رگرسیون ناپارامتریک، آنچه مشاهده می‌شود این است که آن‌ها به‌ندرت برای پیش‌بینی سری‌های زمانی اقتصادی یا مالی در اقتصادهای درحال‌توسعه به کار گرفته شده‌اند، حتی زمانی که برنامه‌های کاربردی متعددی در اقتصادهای توسعه‌یافته وجود داشته باشد و عملکرد برتر آنان را نسبت به مدل‌های پیش‌بینی سنتی نشان دهد. به‌عنوان‌مثال، تیکچ[5] (۲۰۰۱) دریافت که شبکه‌های عصبی در پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی سالانه برای کانادا از مدل‌های خطی بهتر عمل می‌کنند. هروی و همکاران[6] (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که مدل‌های شبکه‌های عصبی در پیش‌بینی جهت تغییر تولید صنعتی برای اقتصادهای اروپایی بر مدل‌های خطی ارجح هستند، اما مدل‌های خطی عموماً در پیش‌بینی‌های خارج از نمونه در افق‌های حداکثر یک سال، از مدل‌های شبکه عصبی بهتر عمل می‌کنند. به طور مشابه، فنگ و ژانگ[7] (۲۰۱۴) از مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی در مقابل مدل پیش‌بینی خاکستری[8] (GM) برای انجام پیش‌بینی گرایش رشد اقتصادی در شهرهای ژجیانگ چین استفاده می‌کنند و دریافتند که نتایج پیش‌بینی‌شده از شبکه‌های عصبی مصنوعی بهتر و کارآمدتر از نتایج مدل GM است.

مدل ترکیبی موجک شبکه‌های عصبی (WANN) دسته جدیدی از مدل‌ها هستند که تحلیل موجک[9] (WA) و شبکه‌های عصبی کلاسیک (NN) را ترکیب می‌کنند. WANNها با موفقیت زیادی در طیف وسیعی از کاربردها استفاده شده‌اند، بااین‌حال، یک چارچوب پذیرفته شده عمومی برای استفاده از WANNها در ادبیات وجود ندارد (Alexandridis & Zapranis, 2013). تجزیه‌وتحلیل موجک (WA) ثابت کرده است که یک ابزار ارزشمند برای

1. Puchalsky et al. (2018)
2. Safari et al. (2016)
3. Yu et al. (2006)
4. Zhang et al. (2014)
5. Tkacz (2001)
6. Heravi et al. (2004)
7. Feng & Zhang (2014)
8. Grey model
9. Wavelet Analysis

تجزیه‌وتحلیل طیف گسترده‌ای از سری‌های زمانی است و قبلاً با موفقیت در پردازش تصویر، حذف نویز سیگنال، تخمین چگالی، فشرده‌سازی سیگنال و تصویر و نیز تجزیه در مقیاس زمانی استفاده شده است. WA اغلب به‌عنوان یک «میکروسکوپ» در ریاضیات در نظر گرفته می‌شود (Cao et al., 1995) و ابزار قدرتمندی برای نمایش روند غیرخطی‌ها است (Fang & Chow, 2006). مهم‌ترین ویژگی موجک‌ها تعریف آنها در فضا و زمان است. این ویژگی موجک‌ها همراه با تعریف آنها در محدوده فرکانس باعث می‌شود که بتوان آن‌ها را کاندیداهای بسیار ایدئال جهت تحلیل نامانایی و یا غیرساکن بودن سیگنال‌ها (و نیز سیگنال‌های زودگذر و یکینه) بکار برد (عباسی نژاد و محمدی، ۱۳۸۶). بااین‌حال WA محدود به کاربردهای ابعاد ورودی کوچک است، زیرا ساخت یک موجک، زمانی که ابعاد بردار ورودی نسبتاً زیاد است، از نظر محاسباتی پرهزینه است (Zhang, 1997).

از طرف دیگر گرچه شبکه‌های عصبی مصنوعی توانایی تقریب هر فرایند غیرخطی قطعی را با دانش اندک و بدون فرضیات در مورد ماهیت فرایند دارند بااین‌حال، دارای اشکالاتی هستند. از جمله اینکه حتی اگر داده‌های ورودی بازتابی از رفتار سیستم واقعی باشند، شبکه آموزش‌دیده به دلیل وجود سیگنال غیرثابت فرایند، عدم نرمال‌سازی داده‌ها و یا نرمال‌سازی با استفاده از روش نامناسب، نتایجی با درجه خطای بالا تولید می‌کند.

مشاهده شده است که به‌طورکلی بیشتر داده‌های سری زمانی اقتصادی و داده‌های رشد به طور خاص ماهیت غیرخطی، غیرثابت، غیرعادی و ناهمسانی دارند؛ بنابراین، استفاده از مدل‌های پارامتری خطی و غیرخطی معمولی مانند آریما (ARIMA)، گارچ (GARCH)، و مدل‌های مشابه آن‌ها نتوانسته است تغییرپذیری موجود در سری را به تصویر بکشد. در چنین شرایطی، پیش‌پردازش داده‌های زمانی و مکانی ممکن است یک رویکرد مؤثر برای غلبه بر اشکالات باشد. تکنیک تجزیه موجک تا حد زیادی بر روی سیگنال غیرثابت اعمال شده است (Nason & Von Sachs, 1999) و اثربخشی آن در تجزیه سری‌های زمانی غیرساکن به زیر سری‌ها در مقیاس‌ها (سطوح) مختلف برای درک بهتر فرایند مفید است. دراین‌رابطه برخی از محققان دریافتند که استفاده از تجزیه‌وتحلیل موجک (WA) برای تجزیه سری‌های زمانی می‌تواند به استخراج بهتر ویژگی‌ها بینجامد و در نتیجه دقت مدل‌های پیش‌بینی را بهبود بخشد (Zhang et al., 2023). برای نمونه، الوادی و اسماعیل[1] (۲۰۱۱) ضمن ارائه مزیت تبدیل موجک در پیش‌بینی داده‌های سری زمانی مالی بیان می‌دارند نتیجه سری تقریبی تحت تبدیل موجک از نظر میانگین و واریانس بهتر و پایدارتر از داده‌های اصلی است. به عقیده سزر و همکاران[2] (۲۰۲۰) نیز مدل‌های ترکیبی شبکه عصبی با تکنیک‌های پردازش سیگنال، مانند توابع موجک به طور بالقوه سودمندتر از NNها هستند و این ترکیب تأثیر مثبتی بر عملکرد پیش‌بینی دارند. وگل و همکاران[3] (۲۰۲۲) با پیاده‌سازی رویکردهای مختلف نشان می‌دهند که هم شبکه‌های عصبی موجک و هم شبکه‌های عصبی با داده‌های از پیش‌پردازش شده توسط موجک‌ها از شبکه کلاسیک بهتر عمل می‌کنند؛ بنابراین، ترکیب شبکه عصبی مصنوعی با تبدیل موجک به‌عنوان یک مدل ترکیبی (WANN) که می‌تواند اطلاعات طیفی و زمانی سیگنال را به طور هم‌زمان توضیح دهد، ابزار مؤثری برای پیش‌بینی فرایندهای اقتصادی ایجاد می‌کند.

---

1. Wadia & Ismail (2011)
2. Sezer et al. (2020)
3. Vogl et al. (2022)

تجزیه‌وتحلیل مطالعات گذشته نشان می‌دهد که WANNها در زمینه‌های متعدد و به اشکال مختلف کاربرد داشته‌اند برای مثال: پیش‌بینی سری زمانی (Sugiartawan et al., 2017)، طبقه‌بندی و فشرده‌سازی سیگنال (Subasi et al., 2005; Pittner et al., 1998)، حذف نویز سیگنال (Zhang, 2007)، مدل‌سازی غیرخطی (Billings & Wei, 2005) و حتی به‌عنوان یک روش کالیبراسیون چندمتغیره که در پژوهش خیامیان و همکاران[1] (۲۰۰۵) به چشم می‌خورد. در این مقاله تلاش می‌شود تا به‌منظور حذف نویز داده‌های ورودی و ارائه یک پیش‌بینی دقیق از WANN استفاده گردد.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

طی سال‌های اخیر پژوهش‌های متعددی پیرامون پیش‌بینی رشد اقتصادی کشورها انجام‌گرفته است که در آن‌ها از تکنیک‌های مختلف سری زمانی (کلاسیک) و هوش مصنوعی (غیرکلاسیک) بهره برده شده است. در ادامه به برخی از این مطالعات، در قالب جدول (۱) اشاره می‌شود. در یک نگاه کلی گرچه در سال‌های اخیر پژوهش‌های خارجی و داخلی پیرامون انواع روش‌های پیش‌بینی متغیرهای مالی - اقتصادی افزایش چشمگیری داشته است؛ اما تاکنون هیچ مطالعه‌ای به‌منظور حصول به نتایج قابل اعتمادتر، به‌صورت همزمان دو تکنیک تبدیل موجک و شبکه‌های عصبی را در قالب یک مدل ترکیبی برای پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران بررسی نکرده است. تلاش حاضر براین‌اساس مسیرهای جدیدی را در این زمینه باز می‌کند که از سایر مطالعات متمایز و منحصربه‌فرد است. نوآوری این پژوهش در استفاده همزمان و نوآورانه از تکنیک‌های تبدیل موجک و شبکه عصبی برای بررسی دقت پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران است که باتوجه‌به ویژگی‌های خاص و چالش‌های اقتصادی کشور، به یک مدل پیش‌بینی جدید و کاربردی تبدیل می‌شود. این ترکیب منحصربه‌فرد می‌تواند به طور مؤثری به تصمیم‌گیرندگان اقتصادی در ایران کمک کند تا پیش‌بینی‌های دقیق‌تری داشته باشند و از این طریق سیاست‌های اقتصادی بهتری اتخاذ نمایند.

جدول ۱: مروری بر مطالعات تجربی

نویسندگان (سال)	نمونه (دوره)	روش‌های مورد استفاده	نتایج پژوهش
قدیمی و مشیری (۱۳۸۱)	ایران (۱۳۱۵-۱۳۷۳)	ARIMA و ANN	یافته‌ها کارایی بالاتر مدل شبکه عصبی مصنوعی را نسبت به مدل رگرسیون خطی در پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی نشان می‌دهد.
شایگانی و همکاران (۱۳۹۳)	ایران (۱۳۶۷-۱۳۸۹)	تبدیل موجک، ARIMA و ANN	نتیجه اعمال این روش پیشنهادی برای پیش‌بینی رشد اقتصادی در مقایسه با مدل شبکه عصبی خود توضیح غیرخطی با لوپ بسته و مدل ARIMA دقیق‌تر و کارآتر است.
صالحی سربیژن (۱۳۹۵)	ایران (۱۳۳۸-۱۳۹۲)	مدل‌های ARIMA، مارکوف سوئیچینگ و شبکه عصبی فازی (ANFIS)	مقایسه معیارهای مذکور برای هر مدل نشان داد بهترین عملکرد به ترتیب متعلق به روش ANFIS سپس مارکوف سوئیچینگ و در نهایت ARIMA است.
حکیمی‌پور و همکاران (۱۳۹۸)	ایران (۱۳۸۵-۱۳۹۵)	مدل شبکه عصبی فازی تطبیقی (ANFIS)	رشد اقتصادی بدون نفت کشور درسال ۱۳۹۵ حدود ۶ درصد برآورد شده که پیش‌بینی گردیده این مقدار در سال‌های ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷ نیز به ترتیب حدود ۲ و ۳/۵ درصد باشد.

1. Khayamian et al. (2005)

نویسندگان (سال)	نمونه (دوره)	روش‌های مورد استفاده	نتایج پژوهش
ژانگ و کی[1] (۲۰۰۵)	آمریکا (دسامبر ۲۰۰۱)	ARIMA و ANN	پیش‌پردازش داده‌ها از جمله فصل‌زدایی و کاهش روند نقش مؤثری در عملکرد پیش‌بینی رشد اقتصادی دارد.
تورسوی[2] (۲۰۱۳)	قبرس (۲۰۱۳-۲۰۰۲)	ARIMA	نتایج پژوهش مشخص کرد پیش‌بینی‌های پیشین از نرخ رشد اقتصادی واقعی مدل سوم به پیش‌بینی‌های سازمان برنامه‌ریزی کشور قبرس برای سال‌های بین ۲۰۱۱ و ۲۰۱۳ نزدیک‌تر بود.
جان[3] (۲۰۱۸)	۱۵ کشور منتخب صنعتی (۲۰۱۶-۱۹۹۲)	ANN	شبکه عصبی مصنوعی پیش‌بینی‌های دقیق‌تر و انعطاف‌پذیرتری را در مقایسه با مدل‌های خطی، به‌ویژه در ثبت روندهای زمانی ارائه می‌دهد.
تومر و اکاس[4] (۲۰۱۸)	۱۳ کشور منتخب OECD (۲۰۱۵-۱۹۹۶)	ANN	بر اساس قدرت تخمینی تقریباً ۹۶ درصدی مدل، می‌توان نتیجه گرفت که شبکه‌های عصبی مصنوعی می‌توانند به‌عنوان ابزاری مؤثر برای برآورد تولید ناخالص داخلی استفاده شوند.
روستان و روستان[5] (۲۰۱۸)	اسپانیا و منطقه یورو (۲۰۱۶-۱۹۶۰)	چارچوب تحلیل موجک گسسته و مقایسه باARIMA	پیش‌بینی GDP با تحلیل طیفی برای ۲۰۱۷-۲۰۲۶ به‌اندازه گزارش سازمان‌ها و نهادهای دولتی خوش‌بینانه نیست. مقایسه این مدل با روش ARIMA، افزودن آن را به ابزارهای اقتصادسنجی تأیید می‌کند.
چوکو و همکاران[6] (۲۰۱۹)	آفریقای جنوبی، نیجریه و کنیا (۲۰۱۶-۱۹۹۷۰)	ARIMA و ANN	در بسیاری از موارد، مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی نسبت به مدل‌های اقتصادسنجی ساختاری و مدل‌های ARIMA برتری دارد. توضیح اصلی آنها این است که اقتصادهای درحال‌توسعه در معرض تأثیرات بالقوه شوک‌های خارجی و نوساناتی مانند قیمت کالاها، تجارت خارجی یا شوک‌های مالی و حتی عدم اطمینان سیاسی هستند.
دا کوستا و همکاران[7] (۲۰۲۱)	برزیل (۲۰۲۰-۱۹۹۶)	SARIMA، Holt-Winters، مدل‌های خطی پویا و شبکه‌های عصبی خودرگرسیون (NNAR)	پرسپترون چندلایه (MLP) در پیش‌بینی‌های درون نمونه و خارج از نمونه عملکرد بهتری از سایرین داشت و به طور مؤثر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را ثبت کرد.
آلسینگلاو و همکاران[8] (۲۰۲۳)	اردن (۲۰۲۱-۱۹۹۶)	مدل تبدیل موجک (WT) و ARIMA	انتظار می‌رود تولید ناخالص داخلی با نرخ رشد مثبت حدود ۳/۲۲ درصد برای ده سال آینده افزایش یابد.
ژانگ و همکاران (۲۰۲۳)	۳۸ منطقه استان جاوه شرقی اندونزی (۲۰۱۴-۲۰۰۸)	مدل ترکیبی شبکه عصبی حافظه طولانی کوتاه‌مدت (LSTM) مبتنی بر یادگیری عمیق و تحلیل موجک (WA)	یافته‌ها برای داده‌های GDP فصلی، برتری نتایج پیش‌بینی مدل ترکیبی در مقایسه با مدل LSTM بدون تجزیه‌وتحلیل موجک را نشان داد، همان‌طور که افزایش دقت پیش‌بینی بر اساس معیارهایی مانند MAPE مشهود است.
چوداری و اوپرتی[9] (۲۰۲۳)	نپال (۲۰۲۱ - ۱۹۶۰)	مدل‌های ترکیبی ANN -ARIMA	یافته‌ها نشان داد که مدل‌های ترکیبی از نظر دقت پیش‌بینی از سایر رویکردها پیشه گرفتند.

منبع: بررسی‌های محقق

1. Zhang & Qi (2005)
2. Türsoy (2013)
3. Jahn (2018)
4. Tümer & Akkuş (2018)
5. Rostan & Rostan (2018)
6. Chuku et al. (2019)
7. Da Costa et al. (2021)
8. Alsinglawi et al. (2023)
9. Chaudhary & Uprety (2023)

۳. روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از حیث هدف در زمره تحقیقات کاربردی قرار می‌گیرد و از نظر شیوه جمع‌آوری داده‌ها جزء پژوهش‌های توصیفی طبقه‌بندی می‌شود. جامعه آماری این تحقیق کشور ایران است و داده‌های نرخ رشد اقتصادی با اتکا به آخرین آمار موجود از سایت بانک جهانی و باتوجه‌به محدودیت‌های آن از سال ۱۹۶۱ تا ۲۰۲۲ استخراج می‌شود. ازآنجاکه هدف اصلی بررسی دقت شبکه عصبی ترکیبی در پیش‌بینی شاخص رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های نویزدایی شده حاصل از تبدیل موجک و سپس انتقال داده‌ها به‌عنوان ورودی به شبکه عصبی است؛ لذا در این بخش سعی می‌شود به طور مجزا به تکنیک‌های تبدیل موجک، شبکه عصبی و ترکیب آن‌ها پرداخته شود.

۳-۱. تبدیل موجک

موجک‌ها، تابع‌هایی محدود و موضعی‌اند که انرژی خود را در زمان متمرکز می‌کنند و برای تجزیه‌وتحلیل پدیده‌های گذرا و نامانا به کار می‌روند. برخلاف تبدیل فوریه که فقط اطلاعات فرکانسی می‌دهد، تبدیل موجک می‌تواند هم‌زمان اطلاعاتی درباره زمان، مکان و فرکانس یک سیگنال فراهم کند و برای تحلیل بهتر، یک تابع را به ترکیبی از موجک‌های مناسب تجزیه می‌کند (Debnath & Shah, 2017). یک موجک را می‌توان به‌عنوان یک تابع باارزش واقعی $\psi(t)$ توصیف کرد که شرایط زیر را برآورده می‌کند:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \psi(t)dt = 0 \quad \text{و} \quad \int_{-\infty}^{\infty} |\psi(t)|^2 dt = 1 \qquad (۱)$$

شرط اول به این معنی است که $\psi(t)$ باید یک تابع نوسانی با میانگین صفر باشد و شرط دوم تضمین می‌کند که تابع موجک دارای انرژی واحد است. به طور دقیق‌تر، موجک‌ها به‌صورت رابطه ۲ تعریف می‌شوند:

$$\psi_{a,b}(t) = \frac{1}{\sqrt{a}}\,\psi\left(\frac{t-b}{a}\right), \qquad a \neq 0, b \in R \qquad (۲)$$

که در آن a و b به ترتیب نمایانگر مقیاس و انتقال هستند؛ مقادیر کوچک a نشان‌دهنده اجزای فرکانس بالا و مقادیر بزرگ آن نشان‌دهنده اجزای فرکانس پایین سیگنال است. با افزایش مقیاس، تابع پایه کشیده و فرکانس به سمت پایین جابه‌جا می‌شود (Cody, 1994).

تبدیل موجک‌ها به دودسته پیوسته[1] (CWT) و گسسته[2] (DWT) قابل تفکیک‌اند (Conlon et al., 2008). رابطه ۳ تبدیل موجک پیوسته در زمان t برای سری زمانی f(t) را نشان می‌دهد:

$$W_\psi f(a,b)(t) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int_{-\infty}^{\infty} f(t)\,\bar{\psi}\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \qquad (۳)$$

براین‌اساس تبدیل موجک معکوس را می‌توان طوری تعریف کرد که $f(t)$ را بتوان با استفاده از رابطه (۴) بازسازی کرد:

$$f(t) = \frac{1}{C_\psi} \int_{-\infty}^{\infty}\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{a}}\psi\left(\frac{t-b}{a}\right) W_f(a,b)(t)\,\frac{dadb}{a^2} \qquad (۴)$$

1. Continuous Wavelet Transformation
2. Discrete Wavelet Transformation

که در آن Cψ شرط قابل‌قبولی است که توسط رابطه ۵ داده شده است:

$$C_\psi = \int_0^\infty \psi \frac{|\hat{\psi}(\omega)|^2}{|\omega|} d\zeta < \infty \qquad (۵)$$

در رابطه فوق ψ (ω) تبدیل فوریه تابع ψ (t) است. برای کاربردهای عملی، اقتصاددان فرایند سیگنال زمان پیوسته را در اختیار ندارد، بلکه به سیگنال زمان گسسته به‌صورت رابطه ۶ دسترسی دارند.

$$\psi_{j,k}(t) = \frac{1}{a_0^{j/2}} \psi\left(\frac{t - k b_0 a_0^j}{a_0^j}\right) \qquad (۶)$$

تقریب هر تابع گسسته و یا سری زمانی با استفاده از توابع موجک به‌صورت زیر بدست می‌آید:

$$f(t) = \sum_k a_{j,k}\phi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j,k}\psi_{J,k}(t) + \sum_k d_{j-1,k}\psi_{j-1,k}(t) + \cdots + \sum_k d_{1,k}\psi_{1,k}(t) \qquad (۷)$$

که در آن J تعداد مؤلفه‌ها یا مقیاس‌های چند تحلیلی است. K مقدار شیفت زمانی در هر سطح را نشان می‌دهند و از ۱ تا تعداد ضرایب در مؤلفه‌های متناظر متغیر است. توابع ϕ و ψ توابع متعامد موجک و ضرایب $a_{J,k}$, $d_{J,k}$ $d_{2,k}$,$d_{1,k}$, ضرایب تقریبات (هموار شده) و جزئیات موجک هستند. این ضرایب با روابط زیر قابل تقریب‌اند:

$$a_{j,k} = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)\phi_{j,k}(t)dt\,, \quad d_{j,k} = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)\psi_{j,k}(t)dt\,, \quad j = 1, 2, \ldots, J \qquad (۸)$$

بنابراین، نمایش تقریب سری موجک، به‌صورت رابطه (۹) بیان شود:

$$f(t) = A_J(t) + D_J(t) + D_{J-1}(t) + \cdots + D_1(t) \qquad (۹)$$

۳-۲. شبکه عصبی مصنوعی

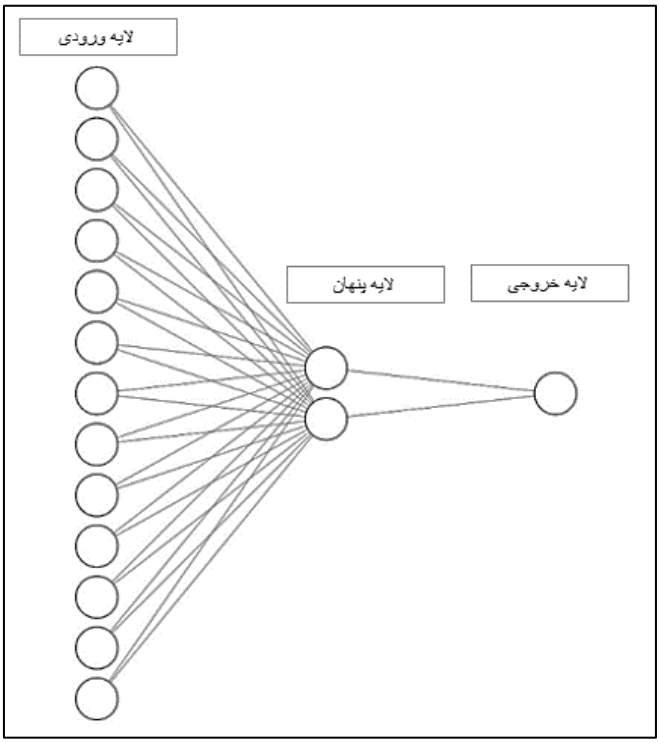
شبکه‌های عصبی مصنوعی مدل‌هایی هستند که برای تقلید از عملکردهای بیولوژیکی مغز طراحی شده‌اند و با استفاده از نرون‌های مصنوعی اطلاعات را پردازش می‌کنند. یکی از محبوب‌ترین انواع شبکه‌های عصبی مصنوعی، شبکه‌های پرسپترون چندلایه[1] (MLP) است که دارای یک‌لایه ورودی، یک یا چندلایه پنهان و یک‌لایه خروجی است و سیگنال‌ها را در جهت ورودی به خروجی منتقل می‌کند. لایه‌های پنهان نقش کلیدی در بهبود توانایی پیش‌بینی مدل دارند و نرون‌های هر لایه با نرون‌های لایه‌های دیگر در ارتباط‌اند. شکل (۱)، روندی را که در یک مدل شبکه عصبی مصنوعی سه‌لایه ساده در جریان است نشان می‌دهد.

هر نرون وزن‌دار ورودی‌ها را جمع کرده، با بایاس[2] ترکیب می‌کند و به تابع فعال‌سازی می‌فرستد تا خروجی باینری تولید شود. این فرایند را می‌توان به‌صورت خلاصه در رابطه (۱۰) بیان کرد:

$$a_{out} = f(w \times p + b)$$

$$f\left(\begin{Bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1r} \\ w_{21} & \ddots & \cdots & \vdots \\ \vdots & \cdots & \ddots & \vdots \\ w_{s1} & \cdots & \cdots & w_{sr} \end{Bmatrix} \times \begin{Bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_r \end{Bmatrix} + \begin{Bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_s \end{Bmatrix}\right) = \begin{Bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_s \end{Bmatrix} \qquad (۱۰)$$

1. Multi-layer Perceptron
2. bias



شکل ۱: شبکه عصبی پرسپترون چندلایه معمولی (MLP)

منبع: برگرفته از (Matta et al., 2021)

در شبکه‌های عصبی، P ورودی به نرون، w_{ij} وزن ارتباط و b_i بایاس است. تابع فعال‌سازی رایج لجستیک یا تانژانت هایپربولیک است. آموزش شبکه دو نوع دارد: نظارت شده (با تنظیم وزن‌ها برای نزدیکی خروجی به هدف) و بدون نظارت (تشخیص الگوها مستقل از خروجی). داده‌ها به دو مجموعه آموزش (برای تنظیم وزن‌ها) و آزمون (برای ارزیابی) تقسیم می‌شوند (جهرمی و غلامی،۱۳۹۴). بردار ورودی در ماتریس وزن ضرب شده و تابع تحریک حدی باینری به این بردارهای وزن‌دار اعمال می‌شود.

$$a_j = \begin{cases} 1 \rightarrow \sum(WP + b) > \theta_j \\ 0 \rightarrow \sum(WP + b) \leq \theta_j \end{cases} \quad (۱۱)$$

می‌توان مقدار خطا برای هر سلول عصبی را به‌صورت اختلاف خروجی عملی و خروجی هدف محاسبه کرد:

$$error_i = t_i - a_i \quad (۱۲)$$

در شبکه‌های عصبی، با اصلاح وزن‌ها و کاهش خطا، فرایند آموزش تکرار می‌شود تا خطای شبکه به حد قابل‌قبول برسد. شبکه‌های پرسپترون تک‌لایه فقط مسائل خطی را حل می‌کنند، اما شبکه‌های پرسپترون چندلایه این محدودیت را برطرف می‌کنند. الگوریتم آدام یک نسخه بهینه از گرادیان نزولی است که برای یادگیری‌های عمیق استفاده می‌شود و به تنظیم نرخ یادگیری تطبیقی برای پارامترها کمک می‌کند. این الگوریتم محاسباتی کارآمد است، به حافظه کمی نیاز دارد و برای داده‌ها و مسائل بزرگ مناسب است (Kingma & Ba, 2015).

معیارهای مختلفی برای ارزیابی عملکرد شبکه عصبی استفاده می‌شود که از جمله آنها می‌توان به زمان آموزش، زمان مدل‌سازی و... اشاره کرد (راعی و همکاران، ۱۳۹۴). در این مقاله، معیار جذر میانگین مربع خطا[1] (RMSE) برای ارزیابی دقت و صحت مدل مورداستفاده قرار می‌گیرد:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i-1}^{N}(y_i - \hat{y}_i)^2}{N}} \qquad (۱۳)$$

در رابطه (۱۳)، N تعداد داده استفاده شده، y_i و $\hat{y}_i$ به ترتیب مقدار واقعی و پیش‌بینی شده در زمان i هستند. بدیهی است که مقدار کوچک RMSE نشان‌دهنده میزان نزدیکی پیش‌بینی‌های یک شبکه به داده‌های واقعی و کارایی بالای مدل است.

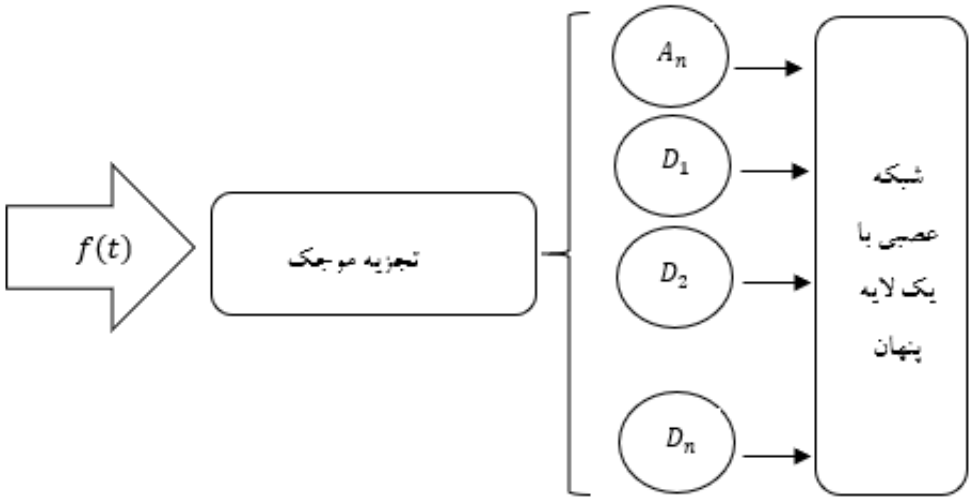
۳-۳. شبکه عصبی موجک ترکیبی

طراحی مدل ترکیبی موجک - شبکه عصبی[2] (WANN) معمولاً از چهار بخش تشکیل شده است: DWT (تبدیل موجک گسسته)[3]، بازسازی ضرایب موجک، پیش‌بینی شبکه عصبی مصنوعی (AAN) و بازسازی سری داده‌ها. شکل ۲ نمودار شماتیک مدل توسعه‌یافته را نشان می‌دهد. برای ایجاد مدل ترکیبی WANN پیشنهاد می‌شود که بخش‌های تحلیل موجک و شبکه عصبی به طور جداگانه انجام شوند: سری زمانی f(t) ابتدا به زیر سری‌ها با مقیاس‌های مختلف با استفاده از تبدیل موجک گسسته تجزیه می‌شود، به‌طوری که ساختارهای زمانی نامشخص می‌توانند برای ارزیابی بیشتر و آسان‌تر سیگنال در معرض دید قرار گیرند. برای این منظور، سری‌های زمانی با استفاده از تبدیل موجک گسسته، به تابع موجک تبدیل می‌شوند. برخی از توابع موجک گسسته شناخته‌شده عبارت‌اند از موجک هار[4]، دابیشز[5]، سیملتس[6]، کوایفلتس[7] و موجک گسسته میر[8] که در میان این خانواده موجک، تابع تبدیل دابیشز[9] پرکاربردترین آنهاست.

انتخاب موجک مادر برای سیگنال‌های سری زمانی ورودی مختلف بر اساس عملکرد مدل است. سطح بهینه از طریق روش آزمون - خطا به دست می‌آید. برای داشتن یک دید کلی از سطح تجزیه، ابتدا باید حداکثر سطح تجزیه را به دست آورد. پس از فرایند تجزیه، همه زیر سری‌های به‌دست‌آمده (مجموع ضرایب تقریب و ضرایب جزئیات) به‌عنوان ورودی‌های مدل ANN استفاده شدند. رفتار هر زیر سری متمایز است و هر جزء زیر سری نقش متفاوتی در سری‌های زمانی اصلی بازی می‌کند. این مرحله مهم‌ترین و مؤثرترین بخش عملکرد تخمین ANN است. مدل ترکیبی همانند مدل شبکه عصبی ابتدا با یک ورودی و تعداد نرون متفاوت آموزش و آزمون می‌شود و بر اساس کمترین خطا تعداد بهینه نورن پنهان گزارش می‌گردد.

---

1. Root Mean Squared Error
2. Wavelet - Artificial Neural Network
3. Discrete wavelet transform
4. Haar
5. Daubechies
6. Symmelets
7. Coiflets
8. Meyer
9. Daubechies wavelets

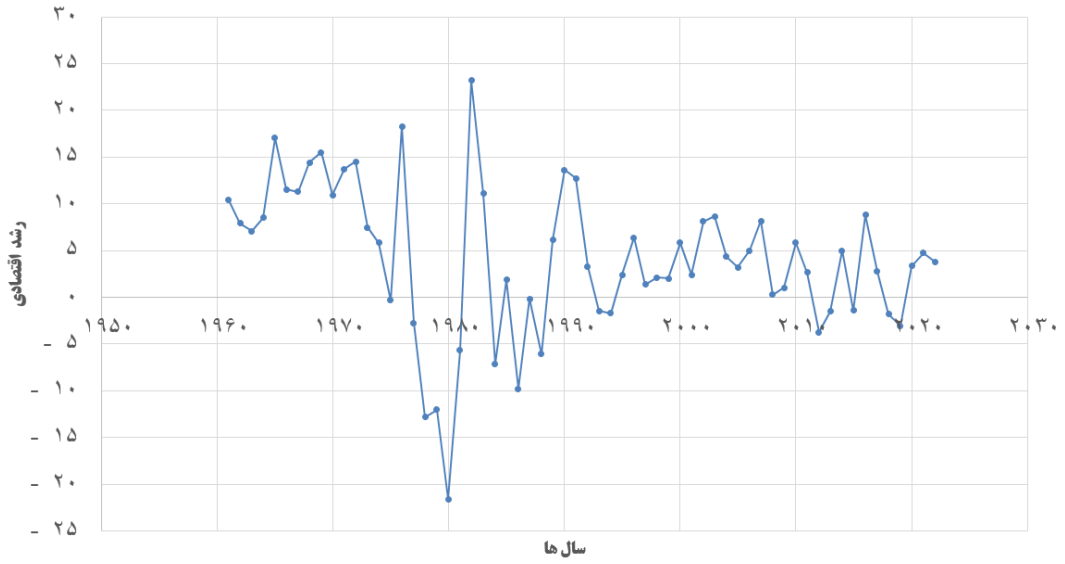


شکل ۲: ساختار مدل ترکیبی پیشنهادی (WANN)

منبع: برگرفته از (Debnath & Shah, 2017)

۴. یافته‌های پژوهش

در این مقاله از داده‌های نرخ رشد اقتصادی برای یک دوره تقریباً ۶۲ ساله از ۱۹۶۱ تا ۲۰۲۲ به‌عنوان داده‌های ورودی مدل انتخاب شده است. ۷۰ درصد از این داده‌ها برای آموزش (۴۳ سال) و ۳۰ درصد باقی‌مانده برای آزمون (۱۹ سال) به‌صورت تصادفی انتخاب شده‌اند. این تقسیم‌بندی متداول در ادبیات علمی است که به‌منظور ارزیابی عمومی‌تر عملکرد مدل و کاهش احتمال وقوع بیش برازش انجام می‌شود. نمودار شاخص رشد اقتصادی ایران در شکل (۳) نمایش‌داده‌شده است:



شکل ۳: نمودار نرخ رشد اقتصادی ایران ۲۰۲۲-۱۹۶۱

در مرحله اول، یک شبکه عصبی پرسپترون چندلایه بدون هیچ‌گونه پردازش خاصی بر روی داده‌ها آموزش داده‌شده است. شبکه‌های پرسپترون چندلایه به‌عنوان یکی از مدل‌های پرکاربرد در حوزه مدل‌سازی و پیش‌بینی عناصر اقتصادی شناخته می‌شوند. در این نوع شبکه‌ها، هر نرون در هر لایه به تمام نرون‌های لایه قبل متصل است. در طراحی یک شبکه عصبی پرسپترون، تعداد نرون‌های ورودی، تعداد لایه‌های پنهان و نرون‌های پنهان، و تعداد نرون‌های خروجی مشخص می‌شوند. در این مقاله، ۶ وقفه سری زمانی از نرخ رشد اقتصادی به‌عنوان ورودی استفاده شده‌اند. انتخاب ۶ وقفه سری زمانی بر اساس مطالعات پیشین و تجربه‌های عملی در مدل‌سازی رشد اقتصادی انجام شده است که نشان می‌دهد این تعداد وقفه به طور مؤثر ویژگی‌های زمان‌بندی گذشته را مدل کرده و از پیچیدگی اضافی در مدل جلوگیری می‌کند، همچنین با استفاده از معیارهای آماری همچون AIC و BIC، این تعداد وقفه به طور بهینه انتخاب شده است. باتوجه‌به محدودیت‌های شبکه عصبی در مواجهه با داده‌های نامانا، برای ارزیابی مانایی سری زمانی موردمطالعه، از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است. نتایج آزمون (ADF) بر اساس ضوابط شوارز بیزین نشان می‌دهد که سری زمانی متغیر نرخ رشد اقتصادی در حالت با روند مانا است، بنابراین استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی برای پیش‌بینی مشکلی ایجاد نمی‌کند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی (در سطح ۵ درصد)	احتمال
نرخ رشد اقتصادی	-۴/۶۲۶۲	-۲/۹۱۰۰	۰/۰۰۰۴

منبع: نتایج پژوهش

علاوه بر این، به‌منظور بهبود مدل‌سازی، تمام داده‌های ورودی و هدف در بازه [۰,۱ ۱] نرمال شده‌اند. انتخاب تعداد لایه‌های پنهانی مسئله بسیار حیاتی است؛ زیرا تعداد زیاد این لایه‌ها می‌تواند عملکرد شبکه را کاهش دهد (Uzair, 2020). از نظر تئوری، یک شبکه عصبی با دولایه پنهان قادر است هر تابع غیرخطی را با یک درجه دلخواه دقت تخمین بزند؛ بنابراین، دلیلی برای استفاده از شبکه‌های عصبی با بیش از دولایه پنهان وجود ندارد. ثابت شده است که تنها یک‌لایه پنهان برای تقریب هر شبکه عصبی پیچیده و غیرخطی با هر میزان دقت کافی است؛ بنابراین، شبکه عصبی مورداستفاده در این مدل نیز تنها یک‌لایه پنهان دارد (Tej, 2018).

مسئله مهم دیگر انتخاب تعداد بهینه نرون‌های پنهان در شبکه‌های عصبی است. اگر تعداد نرون‌ها خیلی کم باشد، سیستم دچار خطای آموزش می‌شود و خطای زیاد تعمیم‌سازی دررابطه‌با کم‌برازشی روی خواهد داد. در مقابل، اگر تعداد نرون‌های پنهان خیلی زیاد باشد، مدل ممکن است خطای آموزش کمی داشته باشد، ولی خطای تعمیم‌سازی زیادی دررابطه‌با بیش‌برازشی خواهد داشت. برخی پژوهش‌ها ادعا کرده‌اند که اگر تعداد نرون‌های ورودی I باشد، تعداد نرون‌های پنهان نباید بیش از ۲I باشد. همچنین ادعا شده است تعداد نرون‌های پنهان برابر با ۲I+۱ است بنابراین، در این مدل، تعداد نرون‌های پنهان از ۱ تا ۱۳ افزایش‌یافته است. تعداد نرون‌های خروجی بستگی به موضوع موردمطالعه دارد و برای مسئله پیش‌بینی سری زمانی، تعداد نرون‌های خروجی برابر با ۱ در نظر گرفته شده است (Shafil, 2006).

بنابراین، ازآنجاکه قاعده مشخصی برای تعیین تعداد نرون‌های ورودی و پنهان وجود ندارد، توجه به یک روش آزمون‌وخطا برای انتخاب بهترین ترکیب ضروری است. به این منظور، کد مربوط به آموزش و آزمون شبکه عصبی در نرم‌افزار Matlab به‌نحوی نوشته شده است که ابتدا با یک ورودی و تعداد نرون‌های متفاوت (از ۱ تا ۱۳)، شبکه آموزش و آزمون می‌شود و تعداد نرون پنهان بهینه که مرتبط با کمترین RMSE است، گزارش می‌شود. این فرایند با تغییر تعداد نرون‌های ورودی تکرار می‌شود تا بهترین ترکیب انتخاب شود. جدول ۳ فرایند شبکه عصبی و نرون‌ها را به‌صورت زیر نشان می‌دهد.

جدول ۳: نتایج عملکرد شبکه عصبی با تعداد نرون ورودی و پنهان مختلف

تعداد نرون ورودی	تعداد نرون پنهان	RMSE	
		آموزش	آزمون
۱	۲	۷/۳۲۳۶	۶/۷۵۹۴
۲	۲	۴/۹۲۸۳	۲/۲۰۹۰
۳	۳	۴/۰۳۵۰	۱/۴۱۰۳
۴	۳	۳/۲۵۵۳	۱/۳۹۴۹
۵	۴	۲/۶۳۰۶	۲/۲۵۷۵
۶	۶	۲/۲۷۰۰	۲/۱۰۴۱

منبع: نتایج پژوهش

باتوجه‌به معیار RMSE، بهترین عملکرد مدل با ترکیبی از ۴ نرون در لایه ورودی، ۳ نرون در لایه پنهان، و ۱ نرون در لایه خروجی (۴-۳-۱) حاصل می‌شود. در این حالت، مقدار RMSE برابر با ۱/۳۹۴۹ است.

۴-۱. برازش مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی

مراحل برآوردی مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی (WANN) به‌صورت زیر در نرم‌افزار Matlab انجام شد:

ورودی‌های مدل: سری‌های زمانی رشد اقتصادی ابتدا به‌وسیله موجک دابیشز تجزیه شدند. تعداد سطوح تجزیه (L) با تعداد داده‌های سری زمانی N بر اساس فرمول زیر تعیین شد:

$$L = int[\log(N)] \quad (۱۴)$$

که مقدار آن برابر با ۳ به دست آمد. خروجی فرایند تجزیه شامل ضرایب جزئیات (D1, D2, D3) و تقریب (A3) است. این ضرایب به‌عنوان ورودی به شبکه عصبی استفاده شدند.

مراحل برآورد: ابتدا سری زمانی اصلی با استفاده از موجک دابیشز به سه سطح تجزیه شد. سپس ضرایب جزئیات و تقریب، پس از حذف نویز، به شبکه عصبی پرسپترون چندلایه (MLP) وارد شدند. برای شبکه عصبی از یک‌لایه پنهان با تعداد نرون‌های بهینه که بر اساس الگوریتم سعی و خطا انتخاب شده‌اند استفاده شد. تابع فعال‌سازی در این شبکه از نوع سیگموئید بوده و الگوریتم بهینه‌سازی آدام (Adam) برای آموزش مدل به کار گرفته شده است. در نهایت، پیش‌بینی شبکه بر اساس ضرایب وزنی بهینه محاسبه شد.

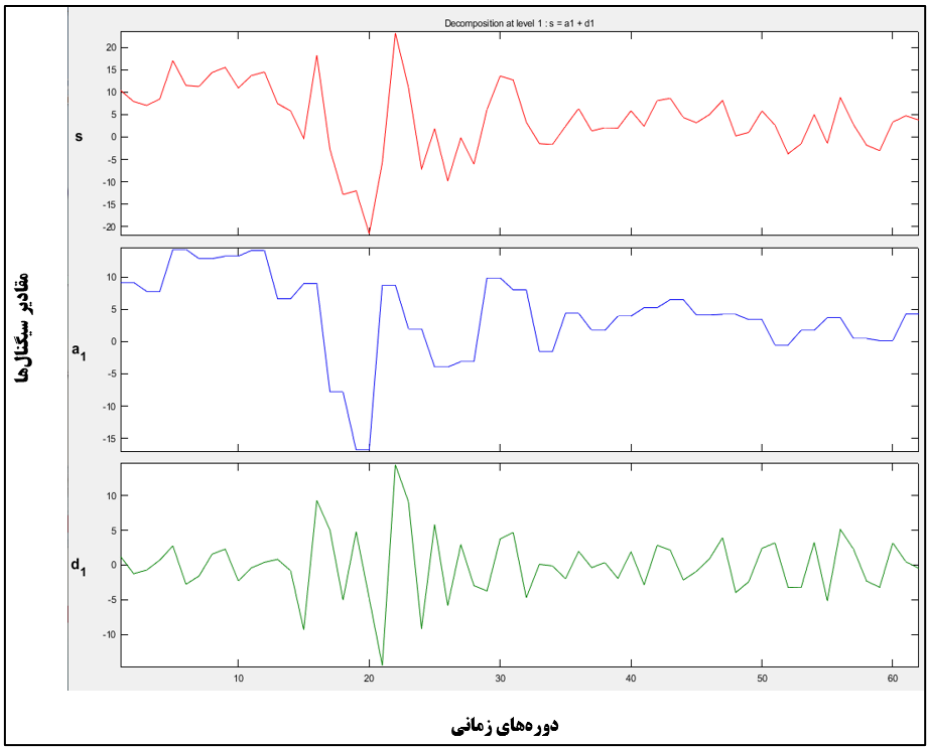
تحلیل نتایج: برای ارزیابی مدل ترکیبی، مقایسه‌ای با مدل شبکه عصبی ساده (بدون تبدیل موجک) انجام شد. نتایج نشان داد که استفاده از تبدیل موجک منجر به بهبود دقت پیش‌بینی با کاهش خطاهای مدل (MSE و RMSE) شده است. این تحلیل به‌تفصیل در بخش نتایج آمده است.

مزایا و معایب روش ترکیبی: جدولی برای توضیح مزایا و معایب روش ترکیبی موجک و شبکه عصبی (WANN) در مقایسه با شبکه عصبی ساده اضافه شد (جدول شماره ۴). این جدول به خواننده کمک می‌کند تا دلایل استفاده از این روش ترکیبی به‌وضوح درک شود.

جدول ۴: مقایسه مزایا و معایب روش‌ها

روش	مزایا	معایب
شبکه عصبی مصنوعی (ANN)	توانایی یادگیری الگوهای غیرخطی؛ انعطاف‌پذیری بالا برای مدل‌سازی روابط پیچیده؛ عدم نیاز به توزیع خاص برای داده‌ها؛	حساسیت به نویز در داده‌ها؛ نیاز به داده‌های بزرگ برای آموزش؛ احتمال بیش برازش (Overfitting) در مدل؛
تبدیل موجک (WT)	جداسازی مؤثر نویز و استخراج ویژگی‌های مهم؛ توانایی تحلیل داده‌ها در حوزه زمان –فرکانس؛	عدم توانایی در پیش‌بینی و مدل‌سازی مستقل؛ نیاز به انتخاب مناسب موجک و تعداد سطوح تجزیه؛
مدل ترکیبی (WANN)	ترکیب قدرت پیش‌بینی ANN و قابلیت نویززدایی WT؛ بهبود دقت پیش‌بینی؛ کاهش اثر نویز در داده‌ها؛	افزایش پیچیدگی محاسباتی؛ نیاز به تنظیم دقیق پارامترهای موجک و ساختار شبکه عصبی؛

منبع: بررسی‌های محقق



شکل ۴: سیگنال نویززدایی شده و جزئیات

منبع: نتایج پژوهش

در این تحقیق، هدف ما نه‌تنها پیش‌بینی روند رشد اقتصادی با استفاده از مدل‌های پیشرفته مانند ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی، بلکه تفسیر دقیق این پیش‌بینی‌ها به‌منظور ارائه تحلیل‌های اقتصادی عمیق و کاربردی بود. به طور خاص، با تفکیک سیگنال رشد اقتصادی به اجزای مختلف مانند روند (a1) و جزئیات (d1) و همچنین بخش S، امکان شناسایی الگوهای بلندمدت، نوسانات کوتاه‌مدت و سیگنال‌های فیلتر شده فراهم شد. این تجزیه‌وتحلیل به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا تصمیمات بهتری در مواجهه با نوسانات اقتصادی و پیش‌بینی رشد در آینده اتخاذ کنند.

a1 نمایانگر روند کلی رشد اقتصادی است که بیشتر تحت‌تأثیر سیاست‌های کلان و تغییرات جهانی است، درحالی‌که d1 جزئیات نوسانات کوتاه‌مدت و اثرات بحران‌های اقتصادی را نمایان می‌کند. بخش S که معمولاً نمایانگر سیگنال نویززدایی شده است، به ما کمک می‌کند تا اثرات واقعی و خالص رشد اقتصادی را بدون تأثیرات نویز و نوسانات غیرضروری شبیه‌سازی کنیم. این اطلاعات می‌تواند به تحلیل دقیق‌تر شرایط اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های مناسب در سطح کلان اقتصادی کمک کند.

در اینجا، a1 روند کلی رشد اقتصادی را نشان می‌دهد که بیشتر تحت‌تأثیر شروط اقتصادی جهانی و سیاست‌های کلان قرار دارد، درحالی‌که d1 جزئیات نوسانات کوتاه‌مدت و اثرات بحران‌های اقتصادی مقطعی را مشخص می‌کند. بخش S به‌عنوان سیگنال تمیز شده نمایانگر سیگنال واقعی و بدون نویز است که می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا درک بهتری از روند واقعی اقتصاد پیدا کنند و تصمیمات دقیق‌تری بگیرند.

بنابراین، هدف اصلی این تحقیق تنها ارائه یک مدل ریاضی نبود، بلکه تبدیل نتایج آن به داده‌های قابل‌استفاده و کاربردی برای تصمیم‌گیران اقتصادی و تحلیلگران است. با تفکیک دقیق سیگنال‌ها به اجزای مختلف، از جمله بخش S که به ما امکان حذف نویز و مشاهده سیگنال واقعی را می‌دهد، می‌توانیم تحلیل‌های بسیار عمیق‌تری در مورد شرایط اقتصادی ارائه دهیم.

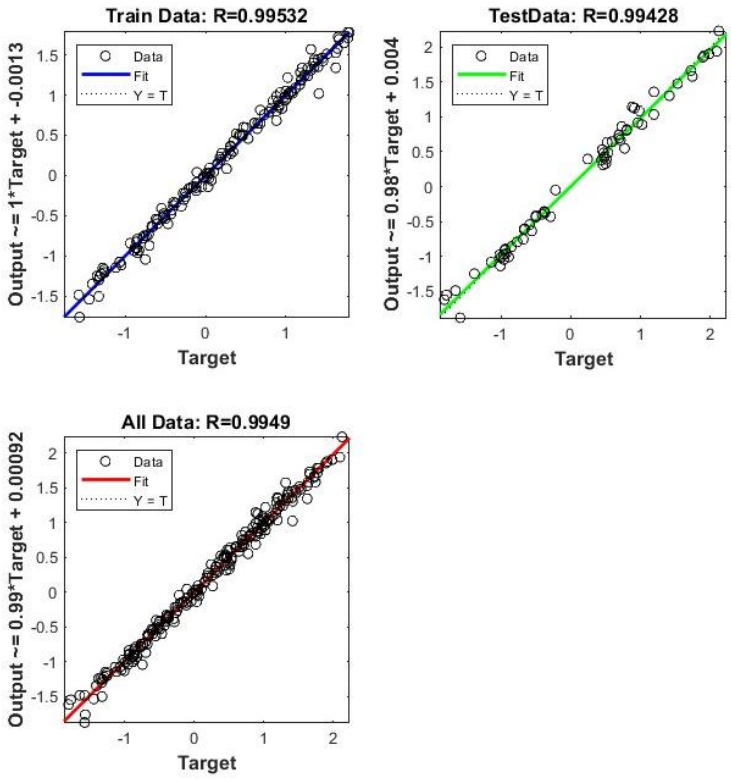
همانند مدل شبکه عصبی ابتدا با یک ورودی و تعداد نرون‌های متفاوت (از ۱ تا ۱۳) شبکه آموزش آزمون می‌شود و تعداد نرون پنهان بهینه مربوط به کمترین RMSE گزارش می‌شود این روند با تعداد نرون‌های ورودی متفاوت تکرار می‌شود. جدول (۵) عملکرد شبکه عصبی با تعداد نرون ورودی و پنهان مختلف را نشان می‌دهد. بر اساس معیار RMSE برای داده‌های آموزش و آزمون بهترین عملکرد دارای ۴ نرون در لایه ورودی ۴ نرون در لایه پنهان و ۱ نرون در لایهٔ خروجی (۱-۴-۴) است که در این حالت RMSE داده‌های آزمون برابر با ۱/۰۴۱۹ است.

با مقایسه نتایج عملکرد دو مدل (مقایسه جدول ۳ و ۵) به‌طورکلی مشاهده می‌شود عملکرد مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی در مقایسه با مدل شبکه عصبی بهبودیافته است. این نتایج نشان‌دهنده اثر مثبت نویززدایی داده‌های ورودی با استفاده از تبدیل موجک بر نتایج مدل شبکه عصبی است. به‌ویژه، نویززدایی باعث کاهش خطاهای پیش‌بینی شده (کاهش RMSE) و دقت بیشتر پیش‌بینی‌ها در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌شود. این بهبود در عملکرد مدل ترکیبی می‌تواند به تصمیم‌گیری‌های اقتصادی دقیق‌تر در خصوص پیش‌بینی رشد اقتصادی و تحلیل روندهای کلان اقتصادی کمک کند.

جدول ۵: نتایج عملکرد مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی با تعداد نرون ورودی و پنهان مختلف

تعداد نرون ورودی	تعداد نرون پنهان	RMSE	
		آموزش	آزمون
۱	۱	۳/۸۶۵۲	۲/۳۹۵۹
۲	۶	۲/۶۴۶۷	۲/۲۰۹۰
۳	۴	۲/۲۰۸۸	۱/۷۶۷۷
۴	۴	۱/۳۲۱۱	۱/۰۴۱۹
۵	۲	۱/۷۰۵۹	۱/۸۲۵۴
۶	۶	۱/۱۳۱۵	۱/۳۵۳۱

منبع: نتایج پژوهش



شکل ۵: نمودار رگرسیون برآورد شده آموزش، اعتبارسنجی و رگرسیون اصلی

منبع: نتایج پژوهش

جدول ۶: مقایسه مدل شبکه عصبی مصنوعی و WANN

مدل	RMSE
مدل شبکه عصبی ANN	۱/۳۹۴۹
مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی WANN	۱/۰۴۱۹

منبع: نتایج پژوهش

جدول ۲ نتایج عملکرد مدل شبکه عصبی را با تعداد نرون‌های مختلف نشان می‌دهد، جایی که مشاهده می‌کنیم با افزایش تعداد نرون‌ها در لایه پنهان و ورودی، خطای مدل کاهش می‌یابد. در جدول ۶، نتایج مدل ترکیبی نشان می‌دهد که با استفاده از ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی، خطاها به طور قابل‌توجهی کاهش‌یافته و دقت مدل در پیش‌بینی رشد اقتصادی بهبودیافته است. این بهبود می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا تحلیل‌های دقیق‌تری از شرایط اقتصادی و پیش‌بینی‌های بهتر برای مدیریت بحران‌ها و نوسانات اقتصادی داشته باشند.

۴-۲. مقایسه صحت پیش‌بینی

به‌منظور مقایسه صحت پیش‌بینی از آزمون دیبولد - ماریانو[1] استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون، برابری قدرت پیش‌بینی در هر دو الگو است؛ لذا زمانی که $|DM| > 1.96$ باشد، فرضیه قدرت پیش‌بینی یکسان در سطح ۹۵ درصد رد می‌شود. آماره آزمون دیبولد - ماریانو به‌صورت رابطه (۱۵) است:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi \hat{f}_d(0)}{T}}} \rightarrow N(0,1)$$
$$\bar{d} = L(e_{1,t}) - L(e_{2,t}) \qquad (۱۵)$$

که در آن $2\pi \hat{f}_d(0)$ برابر با تخمین‌زن سازگار واریانس مجانبی $\sqrt{T}\bar{d}$ و $L(e_{1,t})$ و $L(e_{2,t})$ به ترتیب مربع (قدرمطلق) توابع زیان ANN و WANN است. آزمون دیبولد - ماریانو را برای خطای پیش‌بینی مدل شبکه عصبی و مدل ترکیبی به کار برده شده برابر DM=۲/۰۱۸۴۵ به دست آمد؛ بنابراین همان‌طور که نتایج آزمون نشان می‌دهد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد قدرت پیش‌بینی مدل ترکیبی بهتر از مدل شبکه عصبی است و آزمون دیبولد - ماریانو صحت پیش‌بینی مدل ترکیبی را تأیید می‌کند.

در این مطالعه، پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۹۶۱ تا ۲۰۲۲ با استفاده از دو مدل مختلف انجام شده است: مدل شبکه عصبی (ANN) و مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی (WANN). برای ارزیابی صحت پیش‌بینی‌ها، نتایج پیش‌بینی شده توسط مدل‌های مختلف با داده‌های واقعی نرخ رشد اقتصادی ایران مقایسه شدند. این مقایسه‌ها در جداول و نمودارهای مقاله آورده شده‌اند تا نشان‌دهنده میزان تطابق پیش‌بینی‌ها با واقعیت باشند. در این زمینه، نتایج نشان می‌دهند که مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی نسبت به مدل شبکه عصبی منفرد توانسته است پیش‌بینی‌های دقیق‌تری در طول زمان ارائه دهد. این تفاوت‌ها به‌ویژه در سال‌های اخیر که تغییرات عمده‌ای در شرایط اقتصادی ایران رخداده است، مشهود است.

انتخاب دقیق مدل: مدل‌های شبکه عصبی (ANN) و ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی (WANN) به دلیل توانایی آن‌ها در شبیه‌سازی الگوهای پیچیده داده‌های زمانی و برخورد با نویز در داده‌ها، به‌عنوان مدل‌های اصلی این مطالعه انتخاب شدند. انتخاب دقیق این مدل‌ها بر اساس بررسی‌های مقدماتی و آزمون‌های مختلف آماری انجام شده است تا اطمینان حاصل شود که مدل‌های انتخابی، مناسب‌ترین گزینه‌ها برای پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی ایران هستند.

---

1. Diebold-Mariano

مقایسه پیش‌بینی‌ها با داده‌های واقعی: برای ارزیابی صحت پیش‌بینی‌ها، نتایج پیش‌بینی مدل‌ها با داده‌های واقعی مقایسه شد. نتایج این مقایسه‌ها در جداول و نمودارهای مقاله نشان‌دهنده میزان تفاوت پیش‌بینی‌ها و داده‌های واقعی هستند. به‌ویژه مدل ترکیبی، توانسته است پیش‌بینی‌های دقیق‌تری ارائه دهد و این موضوع به‌ویژه در دوره‌هایی که تغییرات اقتصادی قابل‌توجهی در کشور رخ‌داده است، مشهود است. این مقایسه نشان می‌دهد که مدل ترکیبی در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران عملکرد بهتری داشته است.

آزمون دیبولد - ماریانو: برای مقایسه دقت پیش‌بینی‌های مدل‌ها، آزمون دیبولد - ماریانو به کار گرفته شد. نتایج این آزمون نشان‌دهنده برتری مدل ترکیبی (WANN) در پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی ایران با آماره DM بود که در سطح اطمینان ۹۵ درصد برتری این مدل تأیید شد.

باتوجه‌به نتایج پیش‌بینی و مقایسه آن‌ها با داده‌های واقعی و همچنین نتایج آزمون دیبولد -ماریانو، مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی به طور کلی توانسته است پیش‌بینی دقیق‌تری از نرخ رشد اقتصادی ایران ارائه دهد. در آینده، ارزیابی‌های بیشتر می‌تواند به بهبود دقت پیش‌بینی‌ها کمک کند، به‌ویژه در شرایط متغیر اقتصادی.

به‌منظور تأکید بر استحکام مدل‌ها (Robustness check)، پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل‌های مختلف انجام شد. در اینجا علاوه بر مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی و WANN، مدل‌های دیگری نظیر ARIMA و XGBoost نیز برای مقایسه به کار گرفته شده‌اند.

مقایسه نتایج پیش‌بینی: در جدول زیر، نتایج مقایسه‌ای از پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی با استفاده از مدل‌های مختلف آورده شده است. این نتایج شامل RMSE و DM است که نشان‌دهنده تفاوت دقت پیش‌بینی‌ها برای هر مدل است.

جدول ۷: آزمون استحکام مدل‌ها

مدل	آزمون (RMSE)	آزمون دیبولد -ماریانو (DM)
مدل شبکه عصبی(ANN)	۶/۷۵۶۴	-
مدل ترکیبی(WANN)	۲/۳۹۵۹	۲/۰۱۸۴۵
مدل ARIMA	۳/۲۱۲۳	۱/۶۵۲۳
مدل XGBoost	۲/۴۳۸۹	۲/۰۴۱۲

منبع: نتایج پژوهش

مقایسه نتایج نشان می‌دهد که مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی (WANN) بهترین دقت پیش‌بینی را در مقایسه با سایر مدل‌ها داشته است. این مدل نه‌تنها از لحاظ RMSE عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های دیگر داشته؛ بلکه آزمون دیبولد -ماریانو نیز این برتری را تأیید می‌کند. ازسوی‌دیگر، مدل‌های XGBoost و ARIMA نیز عملکرد قابل‌قبولی ارائه دادند، اما نسبت به مدل ترکیبی نتایج ضعیف‌تری را نشان دادند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

رشد اقتصادی به‌عنوان عنصری استراتژیک مطرح است؛ بنابراین، پیش‌بینی رشد اقتصادی اجتناب‌ناپذیر است تاکنون مدل‌های متفاوت و گوناگونی برای پیش‌بینی رشد اقتصادی ارائه شده که تلاش همه مدل‌ها پیش‌بینی با خطای کمتر بوده است. در این مقاله با فرض اینکه اطلاعات بسیاری در رشد اقتصادی نهفته است که می‌توان آن‌ها را با بهره‌گیری از تبدیل موجک استخراج کرد، تلاش شده با استفاده از مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی الگوی مناسب‌تری برای پیش‌بینی دقیق رشد اقتصادی در مقایسه با مدل‌های پیشین ارائه کرد. برای این منظور ابتدا سری‌های زمانی رشد اقتصادی به‌وسیله تبدیل موجک تجزیه شد و بر اساس ضریب همبستگی بین ضرایب تجزیه شده (تقریباً و جزئیات) و سری زمانی رشد اقتصادی، ضرایب جزئیات مؤثر تشخیص داده شد. سپس مجموع ضرایب تقریباً و جزئیات مؤثر (به‌عنوان ورودی شبکه عصبی) استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که بر اساس معیار خطای پیش‌بینی RMSE عملکرد مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی در مقایسه با مدل شبکه عصبی بهبودیافته است. این نتیجه بیانگر این است که نویززدایی داده‌های ورودی توسط موجک اثر درخور توجهی بر نتایج مدل شبکه عصبی داشته است. در پایان آزمون دیبولد - ماریانو نیز این نتیجه را تأیید کرده است. یافته‌های اخیر استحکام نتایج قبلی از جمله مطالعات وگل و همکاران (۲۰۲۲)، شاه و دبنت (۲۰۱۷)، شبری و روهیدا (۲۰۱۴)، راعی و همکاران (۱۳۹۴)، محمدی و همکاران (۱۳۹۶) و عباسی نژاد و محمدی (۱۳۸۶) را فراهم می‌کند. این پژوهشگران پیش‌تر مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی را برای پیش‌بینی متغیرهایی همچون اختلاف بازده، قیمت انرژی، شاخص‌قیمت بورس‌سهام و نرخ ارز مورداستفاده قرار داده بودند. در پایان پیشنهادها زیر ذکر می‌شود:

بهبود دقت پیش‌بینی‌های اقتصادی: بر اساس نتایج این تحقیق، ترکیب تبدیل موجک (Wavelet Transform) با شبکه عصبی مصنوعی (ANN) به طور قابل‌توجهی دقت پیش‌بینی رشد اقتصادی را در مقایسه با مدل‌های پیشین افزایش داده است؛ بنابراین، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی و بانک‌های مرکزی از این مدل ترکیبی برای پیش‌بینی متغیرهای کلیدی اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی (GDP)، نرخ تورم، و نرخ بیکاری استفاده کنند. به‌ویژه در شرایط عدم قطعیت و تغییرات ناگهانی در اقتصاد، این مدل می‌تواند ابزار مفیدی برای تصمیم‌گیری‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت باشد.

کاربرد مدل‌های ترکیبی در پیش‌بینی‌های اقتصادی بلندمدت: نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که مدل‌های ترکیبی به‌ویژه در پیش‌بینی‌های بلندمدت مؤثرتر هستند، زیرا قادرند اطلاعات پیچیده و نویز موجود در داده‌ها را بهتر استخراج و فیلتر کنند. به طور خاص، در پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی در افق‌های زمانی بلندمدت، استفاده از این مدل‌ها می‌تواند به‌دقت بیشتر پیش‌بینی‌ها کمک کند و از تصمیمات اشتباه ناشی از خطای پیش‌بینی جلوگیری کند.

توسعه مدل‌های ترکیبی برای سیاست‌های مالی و اقتصادی: در این تحقیق، مدل ترکیبی تبدیل موجک و شبکه عصبی توانسته است پیش‌بینی دقیق‌تری نسبت به مدل‌های دیگر ارائه دهد. این نتیجه می‌تواند به طور مستقیم در طراحی سیاست‌های مالی و اقتصادی مورداستفاده قرار گیرد. برای مثال، با استفاده از این مدل

می‌توان تأثیر تغییرات در سیاست‌های پولی، نرخ‌های بهره و قیمت نفت را بر رشد اقتصادی پیش‌بینی کرد و از این طریق به سیاست‌گذاران ابزار بهتری برای تصمیم‌گیری ارائه داد.

کاربرد در پیش‌بینی‌های اقتصاد کلان: مدل ترکیبی می‌تواند در پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی، مانند رشد اقتصادی، نرخ تورم، و نرخ بیکاری در کشورهای درحال‌توسعه نیز کاربرد داشته باشد. به‌ویژه برای کشورهایی مانند ایران که در آن‌ها داده‌های اقتصادی به طور مرتب دچار تغییرات ناگهانی می‌شود، استفاده از مدل‌های ترکیبی می‌تواند پیش‌بینی‌های دقیق‌تری ارائه دهد که به تصمیم‌گیرندگان در زمان‌های بحرانی کمک می‌کند.

پیشنهاد برای تحقیقات آتی: این مطالعه نشان داد که مدل‌های ترکیبی می‌توانند در پیش‌بینی رشد اقتصادی به طور مؤثری عمل کنند. تحقیقات آتی می‌توانند به بررسی کارایی این مدل‌ها در پیش‌بینی دیگر شاخص‌های اقتصادی مانند نرخ تورم، بیکاری و تولید ناخالص داخلی در کشورهای مختلف بپردازند. همچنین، مقایسه این مدل‌ها با مدل‌های پیچیده‌تر یا داده‌های بزرگ (Big Data) می‌تواند به ارتقا دقت پیش‌بینی‌ها کمک کند.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در نگارش مقاله سهم و نقش یکسان داشته‌اند.

تضاد منافع

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

حامی مالی

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

شناسه ارکید (ORCID)

بهاره کرمی http://orcid.org/0000-0003-3903-5780

سعید کیان‌پور http://orcid.org/0000-0002-4827-4970

منابع و مأخذ

حکیمی‌پور، نادر، فرامرزی، ایوب و عسکری، ابوالفضل. (۱۳۹۸). پیش‌بینی رشد اقتصادی بدون نفت در اقتصاد ایران به تفکیک بخش‌های اقتصادی با استفاده از مدل فازی – عصبی تطبیقی (ANFIS). *نشریه اقتصاد مقداری*، ۱۶(۱)، ۲۵-۴۸. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.22217.1644

راعی، رضا، محمدی، شاپور و فندرسکی، حنظله. (۱۳۹۴). پیش‌بینی شاخص قیمت بورس سهام با استفاده از شبکه عصبی و تبدیل موجک. *نشریه مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۳(۱)، ۵۵-۷۴. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23831170.1394.3.1.4.4

شایگانی، بیتا، سلامی، امیر بهداد و خوچیانی، رامین. (۱۳۹۳). مدل پیشنهادی برای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی کاربرد مدل‌های ARIMA، شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک. *نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، ۷(۲۴)، ۱۴۷-۱۶۲. https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803494

صالحی سر بیژن، مرتضی. (۱۳۹۵). مدل‌سازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل‌های ARIMA، مارکف سوئیچینگ و ANFIS. *نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۴)، ۵۵-۶۸. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1395.6.24.3.2

عباسی نژاد، حسین و محمدی، احمد. (۱۳۸۶). پیش‌بینی نرخ ارز با استفاده از شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک. *نشریه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۱۰(۱۱)، ۱۹-۴۲. https://economic.mofidu.ac.ir/article_47088.html?lang=fa

قدیمی، محمدرضا و مشیری، سعید. (۱۳۸۱). مدل‌سازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی در ایران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی (ANN). *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴(۱۲)، ۹۷ – ۱۲۶. https://ijer.atu.ac.ir/article_3831.html

محمدی، تیمور، تکلیف، عاطفه و زمانی، ساحل. (۱۳۹۶). پیش‌بینی قیمت گاز طبیعی با استفاده از ترکیب تبدیل موجک و شبکه عصبی مصنوعی (مطالعه موردی: بازار آمریکا). *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۱)، ۱ – ۲۶. https://doi.org/10.22054/ijer.2017.8277

هاشمی دیزج، عبدالرحیم؛ حاضری نیری، هاتف و پوروحدانی، رسول. (۱۳۹۹). مقایسه عملکرد مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی برای پیش‌بینی نرخ ارز در ایران. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۷(۲)، ۵۳- ۸۰. https://doi.org/10.22096/esp.2020.43397

References

Abbasi Nejad, H., & Mohammadi, A. (2007). Forecasting exchange rate using neural networks and wavelet transform. *The Journal of Economic Studies and Policies,* 0(11), 19-42. https://economic.mofidu.ac.ir/article_47088.html?lang=en [In Persian]

Al Wadia, M. T. I. S., & Ismail, M. T. (2011). Selecting wavelet transforms model in forecasting financial time series data based on ARIMA model. *Applied Mathematical Sciences*, 5(7), 315-326. (URL of Article)

Alexandridis, A. K., & Zapranis, A. D. (2013). Wavelet neural networks: A practical guide. *Neural Networks*, 42, 1-27. https://doi.org/10.1016/j.neunet.2013.01.008

Billings, S. A., & Wei, H. L. (2005). A new class of wavelet networks for nonlinear system identification. *IEEE Transactions on neural networks*, 16(4), 862-874. https://doi.org/10.1109/TNN.2005.849842

Cao, L., Hong, Y., Fang, H., & He, G. (1995). Predicting chaotic time series with wavelet networks. *Physica D: Nonlinear Phenomena*, 85(1-2), 225-238. https://doi.org/10.1016/0167-2789(95)00119-O

Chaudhary, S., & Uprety, D. (2023). *Hybrids ARIMA-ANN models for GDP forecasting in Nepal*. NRB Working Paper No. 56. (URL of Article)

Chuku, C., Simpasa, A., & Oduor, J. (2019). Intelligent forecasting of economic growth for developing economies. *International Economics*, 159, 74-93. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2019.06.001

Clements, M., & Hendry, D. (2002). An overview of economic forecasting. A Companion to Economic Forecasting. *Oxford: Blackwell*, 1-18. https://doi.org/10.1002/9780470996430

Cody, M. A. (1994). The wavelet packet transform: Extending the wavelet transform. Dr. Dobb's Journal, 19, 44-46. (URL of Article)

Conlon, T., Crane, M., & Ruskin, H. J. (2008). Wavelet multiscale analysis for hedge funds: Scaling and strategies. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387(21), 5197-5204. https://doi.org/10.1016/j.physa.2008.05.046

da Costa, K. V. S., da Silva, F. L. C., & da Silva Cordeiro, J. (2021). Time Series Models Combination for Forecasting Quarterly GDP Components by the Expenditure Side. *Trabalho apresentado em Anais do LIII Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional*. http://dx.doi.org/10.59254/sbpo-2021-131469

Debnath, L., & Shah, F. (2017). *Lecture notes on wavelet transforms*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-59433-0

Fang, Y., & Chow, T. W. (2006, May). Wavelets based neural network for function approximation. In International symposium on neural networks (pp. 80-85). Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg. https://doi.org/10.1007/11759966_12

Feng, L., & Zhang, J. (2014). Application of artificial neural networks in tendency forecasting of economic growth. *Economic Modelling*, 40, 76-80. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.03.024

Ghadimi, M. R., & Moshiri, S. (2002). Modeling and forecasting economic growth in Iran using artificial neural networks (ANN). *Iranian Economic Research*, 4(12), 97-125. (URL of Article) [In Persian]

Hakimipour, N., Faramarzi, A., & Askari, A. (2019). Predicting non-oil economic growth in Iran by economic sectors using the adaptive neuro-fuzzy inference system (ANFIS). *Journal of Quantitative Economics*, 16(1), 25-48. https://doi.org/10.22055/jqe.2019.22217.1644 [In Persian].

HameedAshour, M. A., & Ahmed, A. S. (2024, August). Forecasting Iraqi GDP Using Artificial Intelligence. *In 2024 IEEE 15th Control and System Graduate Research Colloquium (ICSGRC) (pp. 97-101). IEEE*. https://doi.org/10.1109/ICSGRC62081.2024.10691310

Hashemi Dizaj, H., Hazari Niri, H., & Pourvahdani. (2020). Comparing the performance of artificial neural network models for forecasting exchange rates in Iran. *Semi-annual Journal of Economic Studies and Policies*, 7(2), 53-80. https://doi.org/10.22096/esp.2020.43397 [In Persian].

Hawkins, J. (2005). Economic forecasting: history and procedures. *Economic Round-up*, (Autumn 2005), 1-10 (URL of Article)

Heravi, S., Osborn, D. R., & Birchenhall, C. R. (2004). Linear versus neural network forecasts for European industrial production series. *International Journal of forecasting*, 20(3), 435-446. https://doi.org/10.1016/S0169-2070(03)00062-1

Isa, N. M., & Shabri, A. (2013, September). A hybrid group method of data handling with discrete wavelet transform for GDP forecasting. *In AIP Conference Proceedings (Vol. 1557, No. 1, pp. 566-570). American Institute of Physics*. https://doi.org/10.1063/1.4823978

Jahn, M. (2018). *Artificial neural network regression models: Predicting GDP growth* (No. 185). HWWI Research Paper. https://hdl.handle.net/10419/182108

Jordan, M. I., & Mitchell, T. M. (2015). Machine learning: Trends, perspectives, and prospects. *Science*, 349(6245), 255-260. https://doi.org/10.1126/science.aaa8415

Khayamian, T., Ensafi, A. A., Tabaraki, R., & Esteki, M. (2005). Principal Component-Wavelet Neural Networks as a New Multivariate Calibration Method. *Analytical Letters*, 38(9), 1477-1489. https://doi.org/10.1081/AL-200062265

Kingma, D. P., & Ba, J. (2015). Adam: A method for stochastic optimization. *3rd International Conference for Learning Representations (ICLR)*, San Diego. arXiv. https://doi.org/10.48550/arXiv.1412.6980

Kuan, C. M., & White, H. (1994). Artificial neural networks: An econometric perspective. *Econometric reviews*, 13(1), 1-91. https://doi.org/10.1080/07474939408800273

Logubayom, I. A., Nasiru, S., & Luguterah, A. (2013). Modelling the rate of treasury bills in Ghana. *Mathematical Theory and Modeling*, 3(4). (URL of Article)

Maasoumi, E., Khotanzed, A., & Abaye, A. (1994). Artificial neural networks for some macroeconomic series: a first report. *Econometric Reviews*, 13(1), 105-122. https://doi.org/10.1080/07474939408800276

Matta, C., Bianchesi, N., Oliveira, M., Balestrassi, P., & Leal, F. (2021). A comparative study of forecasting methods using real-life econometric series data. *Production*, 31, e20210043. http://dx.doi.org/10.1590/0103-6513.20210043

Mohammadi, T., Taklif, Z., & Sahel. (2017). Forecasting natural gas prices using a hybrid model of wavelet transform and artificial neural network (Case study: U.S. market). Iranian Economic Research, 22(71), 1-26. https://doi.org/10.22054/ijer.2017.8277 [In Persian]

Nason, G. P., & Sachs, R. V. (1999). Wavelets in time-series analysis. Philosophical transactions of the royal society of London. *Series A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 357(1760), 2511-2526. https://doi.org/10.1098/rsta.1999.0445

Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconmic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162. https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1361-1401. https://doi.org/10.2307/1913712

Raei, R., Mohammadi, S., & Fandreski, H. (2015). Predicting stock price index using neural network and wavelet transform. *Asset Management and Financing*, 3(1), 55-74. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23831170.1394.3.1.4.4 [In Persian]

Rostan, P., & Rostan, A. (2018). Forecasting Spanish GDPs with spectral analysis. *Studies of Applied Economics*, 36(1), 217-234. https://doi.org/10.25115/eea.v36i1.2526

Salehi Sarbijan, M. (2016). Modeling and forecasting Iran's economic growth using ARIMA, Markov-switching, and ANFIS models. *Growth and Economic Development Research*, 6(24), 55-68. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1395.6.24.3.2 [In Persian].

Shabri, A., & Samsudin, R. (2014). Daily crude oil price forecasting using hybridizing wavelet and artificial neural network model. *Mathematical Problems in Engineering*, 2014(1), 201402. https://doi.org/10.1155/2014/201402

Shafil, I., Ahmad, J., Shah, S. I., Mieee, S., & Kashif, F. M. (2006). Impact of varying neurons and hidden layers in neural network architecture for a time frequency application. *2006 IEEE International Multitopic Conference*. https://doi.org/10.1109/INMIC.2006.358160

Shaygani, B., Salami, A. B., & Khuchiani, R. (2015). The Proposed Model for Prediction of GDP Using With ARIMA, Neural Networks and Wavelet Transform. *Financial Knowledge and Securities Analysis*, 7(24), 147-162. https://sanad.iau.ir/Journal/jfksa/Article/803494 [In Persian]

Subasi, A., Alkan, A., Koklukaya, E., & Kiymik, M. K. (2005). Wavelet neural network classification of EEG signals by using AR model with MLE preprocessing. *Neural networks*, 18(7), 985-997. https://doi.org/10.1016/j.neunet.2005.01.006

Tej, M. L., & Holban, S. (2018). Determining optimal neural network architecture using regression methods. *2018 International Conference on Development and Application Systems (DAS)*. https://doi.org/10.1109/DAAS.2018.8396093

Tkacz, G. (2001). Neural network forecasting of Canadian GDP growth. *International Journal of Forecasting*, 17(1), 57-69. https://doi.org/10.1016/S0169-2070(00)00063-7

Tümer, A. E., & Akkuş, A. (2018). Forecasting gross domestic product per capita using artificial neural networks with non-economical parameters. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 512, 468-473. https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.08.047

Türsoy, T. (2013). Forecasting Economic Growth Rate: The Case of North Cyprus. *Journal of Social Sciences*, 6(1), 193-20. https://www.researchgate.net/publication/260647374_Forecasting_Economic_Growth_Rate_the_Case_of_North_Cyprus

Uzair, M., & Jamil, N. (2020). Effects of hidden layers on the efficiency of neural networks. *2020 IEEE 23rd International Multitopic Conference (INMIC)*. https://doi.org/10.1109/INMIC50486.2020.9318195

Vogl, M., Rötzel, P. G., & Homes, S. (2022). Forecasting performance of wavelet neural networks and other neural network topologies: A comparative study based on financial market data sets. *Machine Learning with Applications*, 8, 100302. https://doi.org/10.1016/j.mlwa.2022.100302

Yu, Y. (2009). Evaluation of wavelet neural network for predicting financial market crisis. *In 2009 First International Conference on Information Science and Engineering* (pp. 4861-4864). IEEE. https://doi.org/10.1109/ICISE.2009.567

Zhang, G. P., & Qi, M. (2005). Neural network forecasting for seasonal and trend time series. *European journal of operational research*, 160(2), 501-514. https://doi.org/10.1016/j.ejor.2003.08.037

Zhang, Q. (1993). Regressor Selection and Wavelet Network Construction. *Proceedings of 32nd IEEE Conference on Decision and Control*, San Antonio, TX, USA, 1993, pp. 3688-3693 vol.4 https://doi.org/10.1109/CDC.1993.325905

Zhang, Q., & Benveniste, A. (1992). Wavelet networks. *IEEE transactions on Neural Networks*, 3(6), 889-898. https://doi.org/10.1109/72.165591

Zhang, Y., Shang, W., Zhang, N., Pan, X., & Huang, B. (2023). Quarterly GDP forecast based on coupled economic and energy feature WA-LSTM model. *Frontiers in Energy Research*, 11, 1329376. https://doi.org/10.3389/fenrg.2023.1329376

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

Volume 5, Issue 1, Spring 2026, Page: 167-194 DOI: 10.22034/jepr.2025.143476.1252

Research Article

Gasoline Consumption, Economic growth, and Income Inequality in Iran

Fatemeh Zahiri[1], Shaghayegh Abasali[1], Salaheddin Manochehri*[2]

1. M.A in Economic Development, Economic Planning and Development Department, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.

Received 13 April 2025 Revise 02 September 2025 Accepted 18 September 2025 Publish 21 March 2026

Abstract

Income inequality represents a critical economic and social challenge in Iran, with complex interactions among energy consumption and economic growth. This study examines the bidirectional relationship between gasoline consumption, economic growth, and income inequality in Iran over the period 1991–2023. The objective is to elucidate the endogenous linkages among these three fundamental variables and thereby provide a comprehensive framework for coherent policymaking in the areas of energy management, social equity, and sustainable development. To explore the underlying structural relationships, a system of simultaneous equations was constructed and estimated using the Three-Stage Least Squares (3SLS) econometric technique. Three distinct equations were specified, each corresponding to a dependent variable—per capita output, per capita gasoline consumption, and the Gini coefficient. The empirical results reveal that higher income inequality is associated with a decline in per capita output and an increase in per capita gasoline consumption. Conversely, per capita capital exerts a positive influence on per capita output. The analysis further shows that higher gasoline prices effectively curb consumption, while economic growth and the relative size of government contribute to mitigating income inequality. In contrast, energy subsidies and rising gasoline consumption are found to exacerbate inequality. Overall, the findings underscore the existence of a critical feedback mechanism among gasoline consumption, economic growth, and income distribution—one that policymakers must consider when designing macroeconomic and energy strategies aimed at achieving sustainable and inclusive development.

Keywords: Gasoline consumption, Economic growth, Income inequality, Government size, Gasoline price

JEL Classification: Q41,O12 ,D31 ,H11 ,Q42

*** Corresponding Author**: Salaheddin Manochehri **E-mail:** s.manochehri@uok.ac.ir **Tel:** +989187734102

Cite This Article (APA): Zahiri, F., Abasali, S. & Manochehri, S. (2026). Gasoline Consumption, Economic growth, and Income Inequality in Iran. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(1), 167-194. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143476.1252

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_64098.html?lang=en

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

Introduction

This paper explores the intricate, reciprocal, and endogenous interrelationships among per capita gasoline consumption, per capita real GDP, and income inequality—measured by the Gini coefficient—within the Iranian economy over the period 1991 to 2023. As one of the most energy-intensive developing nations, Iran grapples with a triple challenge: sustaining economic growth, managing energy demand, and reducing persistent income disparities. These three dimensions are deeply interlinked: energy subsidies influence the distribution of income, inequality affects energy consumption patterns, and both, in turn, have significant implications for economic growth through various transmission channels. In light of this complexity, the paper develops an integrated econometric framework to assess these interdependencies comprehensively.

Income inequality has long posed a major socio-economic concern in Iran. The redistributive effects of energy pricing policies—particularly universal fuel subsidies—have become a focal point in academic and policy debates. Higher-income households, due to their greater vehicle ownership and mobility, benefit more from such subsidies, which undermines their intended purpose as tools of social support. Instead of promoting equity, these subsidies often exacerbate inequality. At the same time, income inequality may constrain aggregate demand, hinder inclusive economic growth, and reduce overall productivity. Moreover, structural changes in growing economies alter energy and consumption patterns in ways that can either amplify or mitigate inequality, depending on institutional context. Despite the significance of these dynamics, few studies have simultaneously examined their mutual causality, especially within subsidy-dependent, resource-rich economies.

Given these gaps, the present study responds to a real scientific need. This study, taking a systemic approach, emphasizes that income inequality, energy consumption, and economic growth are part of an interdependent system and cannot be studied in isolation, especially in a context like the Iranian economy where subsidy policies and institutional inefficiency are prominent.

Methodology

the paper employs a system of simultaneous structural equations estimated using the Three-Stage Least Squares (3SLS) technique. This method is well-suited for modeling systems where endogenous macroeconomic variables influence each other simultaneously. The use of 3SLS not only accounts for potential endogeneity but also yields efficient and consistent estimates superior to those generated by Ordinary Least Squares (OLS) or even Two-Stage Least Squares (2SLS) in such settings. The empirical model comprises three core behavioral equations. The first equation models real GDP per capita as a function of per capita gasoline consumption, the Gini coefficient (capturing income inequality), and per capita capital stock—consistent with an extended production function approach. The second equation explains gasoline consumption per capita as a function of real GDP per capita, the Gini index, gasoline prices (to capture demand responsiveness), and the number of gasoline-powered vehicles (as a proxy for mobility infrastructure and access). The third equation determines income inequality based on real GDP per capita, gasoline consumption per capita, the size of the government (proxied by public spending as a share of GDP), and energy subsidies, to reflect the distributional consequences of fiscal and energy policy.

All variables are logarithmically transformed to stabilize variance and facilitate elasticity interpretation. Time-series stationarity is confirmed using Augmented Dickey-Fuller (ADF) tests. The model satisfies the required identification conditions, and additional diagnostics—including the Breusch-Pagan test for heteroskedasticity, the Wooldridge test for serial correlation, and the Hausman test for endogeneity—are conducted to ensure specification validity and robustness. The estimation results also demonstrate satisfactory explanatory power and model fit.

Results and Discussion

The empirical findings highlight several noteworthy insights. Firstly, income inequality has a statistically significant and negative effect on economic growth. Specifically, a 1% increase in the Gini coefficient is associated with a reduction in per capita GDP, suggesting that high inequality impairs productive capacity, human capital development, and social cohesion. Secondly, per capita

gasoline consumption is positively influenced by both per capita GDP and income inequality. Economic growth and rising inequality drive greater fuel demand, reflecting both increased mobility needs and unequal access to efficient transportation. The elasticity of gasoline consumption with respect to inequality reinforces its regressive nature in unequal societies. Moreover, increases in gasoline prices significantly reduce fuel consumption, indicating that price mechanisms remain effective tools for demand management. Additionally, the stock of gasoline-powered vehicles emerges as a strong determinant of fuel use, underscoring the importance of transport infrastructure and ownership patterns. In the inequality equation, per capita GDP and government size are negatively associated with the Gini coefficient, consistent with the view that economic growth and fiscal expansion promote equity. Conversely, both gasoline consumption and energy subsidies are found to increase inequality, highlighting the regressive impact of generalized fuel subsidies and the social risks of unregulated energy consumption. These results reveal a self-reinforcing cycle: higher inequality fuels excessive gasoline consumption, which further deepens inequality, particularly in subsidy-dependent environments.

Conclusion

these findings underscore the urgent need for integrated policy responses. Addressing energy inefficiency without accounting for its distributional effects may result in adverse outcomes, while anti-poverty initiatives that overlook energy use may fall short of delivering sustainable welfare improvements. The results support the case for comprehensive fuel subsidy reforms. Price liberalization should be complemented by targeted compensation schemes—such as direct cash transfers or energy vouchers for vulnerable groups—to mitigate regressive effects. Simultaneously, investments in clean and accessible public transportation and enforcement of vehicle fuel-efficiency standards can reduce fuel dependency while promoting social equity. Progressive taxation, inclusive labor markets, and expanded access to education and healthcare are essential for breaking the cycle of inequality and inefficient energy use. In conclusion, this paper contributes novel empirical evidence by analyzing the co-evolution of economic growth, inequality, and gasoline consumption through a robust structural model. The findings demonstrate that these variables not only interact mutually but also jointly shape the trajectory of sustainable and inclusive development. For policymakers in Iran and other similar economies, the implications are clear: effective energy, economic, and social policies must be coordinated and multidimensional, designed with a systems-thinking approach that balances efficiency, equity, and sustainability.

Additional information

Authors' Contributions

All Authors Contributed Equally to The Writing of The Article.

Conflict of interest

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

Financial Support

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

Acknowledgements

The authors would like to express their sincere appreciation to all the dedicated individuals who contributed to the data collection and preparation of this research.

ORCID

Fatemeh Zahiri *https://orcid.org/0009-0000-5201-8825*

Shaghayegh Abasali *https://orcid.org/0009-0006-6429-9672*

Salaheddin Manochehri *https://orcid.org/0000-0001-5619-632X*

نشریه 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 پنجم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵، صفحات: ۱۶۷ – ۱۹۴

DOI: 10.22034/jepr.2025.143476.1252

مقاله پژوهشی

مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در ایران

فاطمه ظهیری[۱]، شقایق عباسعلی[۱]، صلاح‌الدین منوچهری*[۲]

۱. کارشناسی‌ارشد توسعه اقتصادی، گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

۲. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۱/۲۴ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۶/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۶/۲۷ تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۱/۰۱

چکیده

نابرابری درآمدی یکی از چالش‌های اقتصادی و اجتماعی در ایران است که می‌تواند با مصرف انرژی و رشد اقتصادی در تعامل باشد. این پژوهش باهدف بررسی رابطه متقابل مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ انجام شده است. اهمیت مطالعه در تبیین تعاملات درون‌زای این سه متغیر کلیدی و ارائه چارچوبی برای سیاست‌گذاری هماهنگ در حوزه‌های انرژی، عدالت اجتماعی و توسعه پایدار نهفته است. برای تحلیل روابط ساختاری بین متغیرها از مدل معادلات هم‌زمان و روش اقتصادسنجی حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای استفاده شده است. سه معادله مستقل طراحی گردید که متغیرهای وابسته آن‌ها به ترتیب تولید سرانه، مصرف سرانه بنزین و ضریب جینی هستند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمدی موجب کاهش تولید سرانه و افزایش مصرف سرانه بنزین می‌شود، درحالی‌که سرمایه سرانه تأثیر مثبت بر تولید سرانه دارد. همچنین، افزایش قیمت بنزین مصرف را کاهش داده و رشد اقتصادی و اندازه دولت باعث کاهش نابرابری درآمدی شده‌اند. در مقابل، یارانه‌های انرژی و مصرف بنزین به‌عنوان عوامل تشدیدکننده نابرابری شناسایی شدند. یافته‌ها بیانگر یک‌چرخه بازخوردی میان مصرف بنزین، رشد اقتصادی و توزیع درآمد است که باید در سیاست‌گذاری‌های کلان موردتوجه قرار گیرد.

واژگان کلیدی: مصرف بنزین، رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی، اندازه دولت، قیمت بنزین

طبقه‌بندی JEL: Q41، Q42، H11، D31، O12

* **نویسنده مسئول:** صلاح‌الدین منوچهری آدرس رایانامه: s.manochehri@uok.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۸۷۷۳۴۱۰۲

استناد به مقاله (APA): ظهیری، فاطمه، عباسعلی، شقایق و منوچهری، صلاح‌الدین. (۱۴۰۵). مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی در ایران. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۵(۱)، ۱۶۷-۱۹۴. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.143476.1252

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_64098.html

© نویسنده (گان)، ۲۰۲۶. نشریه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، منتشر شده به‌صورت آنلاین توسط 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

اقتصاد ایران طی دهه‌های اخیر با سه چالش عمده مواجه بوده است: افزایش نابرابری درآمدی، مصرف فزاینده انرژی (به‌ویژه بنزین) و نوسانات رشد اقتصادی. نابرابری درآمدی یکی از چالش‌های اساسی اقتصادی و اجتماعی در ایران به شمار می‌رود که اثرات گسترده‌ای بر سطح رفاه عمومی، توزیع منابع و فرصت‌های اقتصادی دارد (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۰). در دهه‌های اخیر، شکاف بین دهک‌های درآمدی افزایش‌یافته و موجب شده است که گروه‌های کم‌درآمد جامعه دسترسی محدودی به خدمات اساسی، آموزش، بهداشت و فرصت‌های شغلی داشته باشند. این نابرابری نه‌تنها منجر به افزایش نارضایتی‌های اجتماعی شده، بلکه بر شاخص‌های کلان اقتصادی نیز تأثیر گذاشته است. توزیع ناعادلانه منابع اقتصادی و ضعف سیاست‌های بازتوزیعی ازجمله عوامل اصلی این مسئله هستند که باعث شده‌اند اقشار ضعیف جامعه سهم کمتری از رشد اقتصادی داشته باشند. به همین دلیل، بررسی عواملی که می‌توانند در تعدیل این نابرابری درآمدی نقش داشته باشند، امری ضروری است.

یکی از این عوامل، رشد اقتصادی است که به‌عنوان یک ابزار کلیدی در کاهش نابرابری و افزایش رفاه عمومی شناخته می‌شود. رشد اقتصادی پایدار می‌تواند فرصت‌های شغلی جدید ایجاد کرده و باعث افزایش درآمد خانوارها شود (Yang & Greaney, 2017). بااین‌حال، در ایران رشد اقتصادی همواره با نوسانات شدیدی همراه بوده و در بسیاری از موارد نتوانسته است به طور عادلانه در میان اقشار مختلف جامعه توزیع شود. تحریم‌های اقتصادی، وابستگی به درآمدهای نفتی و ناکارآمدی سیاست‌های اقتصادی، همگی از عواملی هستند که بر روند رشد اقتصادی کشور تأثیر گذاشته‌اند. علاوه بر این، ناپایداری در سیاست‌های اقتصادی و نبود یک برنامه جامع و منسجم برای هدایت رشد اقتصادی در جهت کاهش نابرابری، از مشکلات اساسی در این حوزه به شمار می‌روند. در چنین شرایطی، گروه‌های پردرآمد جامعه توانسته‌اند از فرصت‌های اقتصادی بیشتری بهره‌مند شوند، درحالی‌که گروه‌های کم‌درآمد، با مشکلات مضاعفی مواجه شده‌اند (ورهرامی و جهان تیغ، ۱۴۰۳). در کنار این دو مسئله، مصرف انرژی، به‌ویژه مصرف بنزین، نیز به‌عنوان یک متغیر کلیدی در تحلیل‌های اقتصادی مطرح است. یارانه‌های گسترده‌ای که دولت ایران برای سوخت در نظر گرفته است، موجب شده تا مصرف بنزین در کشور بسیار بالا باشد. این سیاست نه‌تنها فشار زیادی بر بودجه دولت وارد می‌کند، بلکه باعث می‌شود گروه‌های پردرآمد که مصرف سوخت بیشتری دارند، بیشترین بهره را از این یارانه‌ها ببرند (سالم و همکاران، ۱۴۰۲). در نتیجه، یارانه‌های انرژی به‌جای کاهش نابرابری، در بسیاری از موارد به تعمیق آن منجر شده‌اند (Coady et al., 2015). ازسوی‌دیگر، مصرف بالای سوخت و وابستگی شدید به انرژی فسیلی، مشکلات زیست‌محیطی و اقتصادی را به همراه داشته که در بلندمدت می‌تواند پایداری رشد اقتصادی را تهدید کند (Meyer & Sullivan, 2023). همچنین، سیاست‌های مربوط به قیمت‌گذاری سوخت و تغییرات در میزان یارانه‌ها، تأثیر به سزایی بر سطح مصرف و عدالت اقتصادی دارد. برخی از کشورها با اجرای سیاست‌های مالیاتی بر مصرف سوخت یا توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقل عمومی، توانسته‌اند اثرات منفی این مصرف را کاهش دهند، اما در ایران، چالش‌های متعددی در این زمینه وجود دارد که نیازمند اصلاحات اساسی است (سالم و همکاران، ۱۴۰۲).

همان‌طور که مطرح شد هر یک از متغیرهای نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی و مصرف بنزین، نه‌تنها آثار مستقلی بر رفاه و پایداری توسعه دارند، بلکه به‌صورت درون‌زا و متقابل بر یکدیگر نیز اثرگذار هستند و باتوجه‌به پیچیدگی‌های روابط میان این سه متغیر و تأثیرگذاری هم‌زمان این عوامل بر یکدیگر، مسئله اصلی این پژوهش بررسی رابطه متقابل میان این سه متغیر و تحلیل نحوه اثرگذاری هر یک بر دیگری است. اهمیت این تحقیق از آنجا ناشی می‌شود که در فضای سیاست‌گذاری اقتصادی ایران، تصمیمات مرتبط باانرژی، توزیع درآمد و رشد اقتصادی اغلب به‌صورت جداگانه اتخاذ می‌شوند؛ حال‌آنکه فهم دقیق پیوندهای میان این سه متغیر می‌تواند به طراحی سیاست‌های هماهنگ‌تر و مؤثرتر کمک کند. در این راستا پژوهش حاضر در شش بخش کلی ارائه می‌شود: پس از مقدمه، در بخش دوم به مبانی نظری پرداخته می‌شود. در بخش سوم به طور مختصر پیشینه پژوهش بیان شده و در بخش چهارم روش‌شناسی ارائه می‌شود. بخش پنجم به برآورد مدل اختصاص دارد و در نهایت، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی مطرح می‌شود.

۲. ادبیات‌پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. نابرابری درآمدی

نابرابری درآمدی به اختلاف در توزیع درآمدها بین افراد یا گروه‌های مختلف در یک جامعه اشاره دارد. این پدیده زمانی رخ می‌دهد که سهم قابل‌توجهی از ثروت و درآمد در دست گروه کوچکی از افراد متمرکز شود، درحالی‌که بخش بزرگی از جامعه از دسترسی عادلانه به منابع اقتصادی محروم بماند. نابرابری درآمدی یکی از شاخص‌های کلیدی برای سنجش عدالت اجتماعی و اقتصادی در یک کشور محسوب می‌شود و تأثیرات عمیقی بر رفاه عمومی، ثبات سیاسی و رشد اقتصادی دارد (World Bank, 2020). در جوامعی که نابرابری درآمدی بالاست، الگوی مصرف انرژی نیز ناعادلانه است به‌طوری که خانوارهای ثروتمند سهم بیشتری از منابع انرژی (مانند بنزین) را مصرف می‌کنند و از یارانه‌های دولتی بهره‌مند می‌شوند درحالی‌که خانوارهای کم‌درآمد بخش بزرگی از درآمد خود را صرف هزینه‌های انرژی می‌کنند، اما دسترسی محدودی به فناوری‌های کم‌مصرف دارند. افزایش نابرابری درآمدی می‌تواند مانعی برای رشد اقتصادی باشد، زیرا افراد با درآمد پایین تمایل کمتری به سرمایه‌گذاری در منابع انسانی خود دارند که این مسئله در نهایت به کاهش بهره‌وری و کاهش رشد اقتصادی منجر می‌شود نابرابری درآمدی در ایران به طور خاص تحت‌تأثیر مصرف بنزین قرار دارد، زیرا یارانه‌های مرتبط با سوخت عمدتاً به اقشار پردرآمد تعلق می‌گیرد و این مسئله به تشدید شکاف‌های درآمدی و نابرابری اجتماعی کمک می‌کند. این یارانه‌ها که هدف کاهش هزینه‌های زندگی برای عموم مردم را دارند، در عمل بیشتر به سود طبقات بالای اجتماعی است که مصرف بیشتری از سوخت دارند ازسوی‌دیگر، مصرف بالای بنزین در اقتصاد ایران به‌ویژه به دلیل وابستگی به صنایع انرژی‌بر و سوخت‌های فسیلی، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی نیز تأثیر می‌گذارد (حسینی‌فر و کریمی، ۱۴۰۳). در ادامه به طور دقیق‌تر به بررسی رابطه متقابل بین نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی و مصرف بنزین می‌پردازیم.

۲-۱-۲. نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی

از اواخر قرن نوزدهم، اقتصاددانان کلاسیک نظرات مختلفی در مورد رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد ارائه دادند. آدام اسمیت[1] بر این باور بود که توزیع درآمد به نفع هم کارگران و هم سرمایه‌گذاران است. در این صورت، دستمزد واقعی افزایش می‌یابد، تولید بیشتر می‌شود و با پیشرفت فنی و افزایش سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی تحقق می‌یابد. دیوید ریکاردو[2] نیز معتقد بود که استفاده از ماشین‌آلات جدید ممکن است به کاهش تولید ملی منجر شود، زیرا باعث اخراج نیروی کار می‌شود. همچنین، افزایش جمعیت و محدودیت‌های کشاورزی باعث کاهش دستمزد واقعی می‌شود. این عوامل موجب افزایش سهم بهره مالکانه و نابرابری درآمدی می‌گردند (Hagerin, 2020). در خصوص رابطه متقابل بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی، نظرات متفاوتی وجود دارد. برخی از اقتصاددانان مانند سیمون کوزنتس[3]، سرسختانه معتقد بودند که توزیع نابرابر درآمد شرط لازم برای رشد سریع اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه است. آنها معتقدند که گروه‌های کم‌درآمد بخش عمده‌ای از درآمد خود را مصرف می‌کنند، درحالی‌که ثروتمندان بیشتر پس‌انداز می‌کنند و این امر موجب افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود. کوزنتس همچنین به این نکته اشاره کرده بود که در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، به دلیل کم‌مهارت بودن نیروی کار و پایین‌بودن دستمزدها، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد (Meyer & Sullivan, 2023). اما با افزایش رشد اقتصادی، نیروی کار مهارت بیشتری کسب کرده و دستمزدها افزایش می‌یابد که این خود باعث کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. به‌طورکلی، می‌توان گفت که رشد اقتصادی و توزیع درآمد ارتباطی پیچیده و متقابل دارند. این ارتباط ازآن‌جهت پیچیده است که عوامل مختلف اقتصادی، سیاسی و نهادی بر این روابط تأثیر می‌گذارند. همچنین، رشد اقتصادی هم بر توزیع درآمد اثر می‌گذارد و هم بالعکس، توزیع درآمد می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر داشته باشد (Kumar et al., 2023).

۲-۱-۳. نابرابری درآمدی و مصرف بنزین

نابرابری درآمدی و مصرف بنزین دو مسئله‌ی به‌هم‌پیوسته هستند که به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه مانند ایران، تأثیرات اقتصادی و زیست‌محیطی قابل‌توجهی دارند. در این راستا، ترکیب نظریه‌های عدالت توزیعی و بازده نزولی مصرف می‌تواند درک جامع‌تری از این مسئله ارائه دهد. طبق نظریه عدالت توزیعی، توزیع ناعادلانه منابع و درآمد در جامعه باعث می‌شود که گروه‌های کم‌درآمد تحت‌فشار بیشتری قرار گیرند و در نتیجه مصرف بیشتری از منابع طبیعی مانند بنزین داشته باشند (Aguilar & Fuentes-Albero, 2025). نظریه بازده نزولی مصرف نیز در این زمینه کاربرد دارد. طبق این نظریه، هرچه مصرف بنزین بیشتر شود، تأثیر آن بر رفاه افراد پردرآمد کمتر می‌شود، زیرا آن‌ها به خودروهای بهینه‌تر و کم‌مصرف‌تر دسترسی دارند. درحالی‌که برای گروه‌های کم‌درآمد، هر واحد اضافی مصرف سوخت فشار مالی بیشتری وارد می‌کند و این مصرف نه‌تنها رفاه آن‌ها را افزایش

1. Adam Smith
2. David Ricardo
3. Simon Kuznets

نمی‌دهد؛ بلکه مشکلات اقتصادی را تشدید می‌کند. در جوامعی مانند ایران که حامل‌های انرژی با نرخ یارانه‌ای عرضه می‌شوند، ساختار مصرف انرژی به‌شدت تابع سطح درآمد خانوارها و الگوی دارایی آن‌ها می‌گردد. خانوارهای با درآمد بالا، به دلیل دسترسی گسترده‌تر به خودروهای شخصی و مصرف بالاتر کالاهای انرژی‌بر، سهم بیشتری از یارانه‌های انرژی را به خود اختصاص می‌دهند. این در حالی است که خانوارهای کم‌درآمد، ضمن برخورداری از سطح پایین‌تری از مصرف انرژی، بار مالی نسبی بیشتری را نیز بابت آن تحمل می‌کنند. در نتیجه، ساختار یارانه‌ای موجود در اقتصادهایی نظیر ایران، به‌جای تعدیل نابرابری، خود به عاملی در تشدید آن تبدیل شده است. الگوی مصرف بنزین به‌عنوان یکی از مهم‌ترین اقلام انرژی در بخش حمل‌ونقل، از این قاعده مستثنی نیست (Aguilar & Fuentes-Albero, 2025). نابرابری درآمدی نه‌تنها از طریق تفاوت در دسترسی به خودرو شخصی بر سطح مصرف بنزین اثرگذار است، بلکه از طریق اثرگذاری بر سیاست‌گذاری‌های انرژی نیز بازخورد معناداری ایجاد می‌کند. به‌عبارت‌دیگر، مصرف نابرابر بنزین و بهره‌برداری نامتقارن از یارانه‌های سوخت، رابطه‌ای دوطرفه با نابرابری درآمدی دارند. به‌ویژه در مناطق شهری، افزایش سهم دهک‌های بالای درآمدی از مصرف سوخت موجب افزایش شکاف رفاهی میان اقشار مختلف می‌شود (Heathcote et al., 2023). براین‌اساس، رابطه نابرابری درآمدی و مصرف بنزین را می‌توان یک رابطه دوسویه و تقویت‌شونده دانست؛ به این معنا که نابرابری موجب افزایش مصرف می‌شود و در مقابل، مصرف یارانه‌ای نابرابر نیز نابرابری درآمدی را تعمیق می‌کند. این رابطه به‌ویژه در کشورهایی که سهم انرژی در سبد هزینه خانوار بالا است، بسیار برجسته است.

۲-۱-۴. رشد اقتصادی و مصرف بنزین

رشد اقتصادی یکی از مقاصد اصلی سیاست‌های اقتصادی در کشورهای مختلف است. این رشد به طور معمول از طریق افزایش تولید، ارتقا بهره‌وری و افزایش سرمایه‌گذاری‌ها تحقق می‌یابد. یکی از مسائلی که همواره در مطالعات اقتصادی مرتبط با رشد اقتصادی مطرح بوده است، رابطه میان رشد اقتصادی و تقاضا برای منابع انرژی، به‌ویژه سوخت‌های فسیلی مانند بنزین است. در این راستا، بسیاری از نظریه‌ها و مدل‌های اقتصادی نشان داده‌اند رشد اقتصادی و مصرف بنزین به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه مانند ایران، دارای رابطه‌ای پیچیده و متقابل هستند. در تئوری توسعه اقتصادی، رشد کلان بدون تأمین منابع انرژی مانند بنزین محقق نمی‌شود. رشد اقتصادی از طریق توسعه صنعت، حمل‌ونقل و مصرف نهایی، تقاضای انرژی را به‌شدت افزایش می‌دهد (Wang & Zhao, 2023؛ Ghoshray & Lorusso, 2025). به‌طورکلی، رابطه میان رشد اقتصادی و مصرف انرژی، به‌ویژه بنزین، یک رابطه پیچیده و چندعاملی است. از یک سو، رشد اقتصادی می‌تواند منجر به افزایش تقاضا برای بنزین و سایر منابع انرژی شود و ازسوی‌دیگر، استفاده از تکنولوژی‌های نوین و پیشرفت در حوزه انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند به کاهش مصرف این منابع کمک کند؛ بنابراین، در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی باید به این نکته توجه شود که چگونه می‌توان با ایجاد شرایط مناسب برای بهره‌وری بیشتر از انرژی و توسعه زیرساخت‌های پایدار، مصرف بنزین و تأثیرات منفی آن بر اقتصاد و محیط‌زیست را کاهش داد (Meyer & Sullivan, 2023).

برآیند شواهد نظری و تجربی نشان می‌دهد که سه متغیر رشد اقتصادی، مصرف بنزین و نابرابری درآمدی، نه‌تنها با یکدیگر روابط دوجانبه دارند، بلکه در قالب یک سیستم اقتصادی درون‌زا به طور هم‌زمان بر یکدیگر اثر می‌گذارند. در واقع، رشد اقتصادی منجر به افزایش مصرف انرژی و به‌ویژه بنزین می‌شود؛ اما مصرف بالای بنزین، به‌واسطه‌ی بهره‌مندی نابرابر از یارانه‌ها، باعث تعمیق نابرابری درآمدی می‌گردد. این نابرابری درآمدی نیز با تضعیف سرمایه انسانی، کاهش مشارکت مؤثر در اقتصاد، و هدایت غیرمولد منابع یارانه‌ای، موجب کندی رشد اقتصادی می‌شود؛ بنابراین، این سه متغیر یک‌چرخه بسته و بازخوردی تشکیل می‌دهند که در آن پیامد هر متغیر، عامل تحریک دیگری است و در صورت نبود سیاست‌های بازتوزیعی کارآمد، رشد اقتصادی می‌تواند منجر به مصرف بی‌رویه انرژی و افزایش نابرابری شود. از طرف دیگر، نابرابری مزمن نیز به مصرف ناکارآمد انرژی و ناپایداری رشد می‌انجامد؛ بنابراین تبیین روابط ساختاری میان رشد، انرژی و نابرابری نیازمند مدل‌سازی هم‌زمان است. چنین مدلی می‌تواند بازتاب‌دهنده واقع‌گرایانه‌تری از پویایی اقتصادی کشورهایی چون ایران باشد (Aguilar & Fuentes-Albero, 2025).

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

آقایی و رضا قلی‌زاده (۱۳۹۶) در پژوهش خود به بررسی و تجزیه‌وتحلیل تأثیر میزان مصرف انرژی بر فقر در ایران با استفاده از روش تخمین حداقل مربعات دومرحله‌ای[1] (2SLS) و حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای[2] (3SLS)، در دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده این است که افزایش مصرف انرژی به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی و بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر اثر مثبت داشته است.

شعبانی (۱۳۹۹) در پژوهش خود برای کشور ایران، به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و تغییرات اقلیمی بر نابرابری درآمدی پرداخته است. از روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[3] (ARDL) و داده‌های سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶ استفاده کرده است. یافته‌های حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که دو فرضیه اصلی پژوهش یعنی تأثیرگذاری منفی مصرف انرژی و تغییر اقلیم بر نابرابری رد نشده است. همچنین متغیرهایی چون موجودی سرمایه و اندازه دولت تأثیر مثبت و معنادار و متغیر تولید ناخالص داخلی تأثیر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد.

افشار (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی اثرات رشد اقتصادی، نابرابری و فقر بر مصرف انرژی در ایران پرداخته است. در این پژوهش از داده‌های سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۷ و روش اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مصرف انرژی به طور مستقیم بر فقر تأثیرگذار بوده؛ اما تأثیر غیرمستقیم آن بر کاهش نابرابری موردتأیید نیست از طرفی مصرف انرژی از طریق تأثیر مثبت بر روی رشد اقتصادی منجر به کاهش فقر در هر سه بخش صنعت، کشاورزی و خدمات شده است.

---

1. Two-Stage Least Squares
2. Three-stage least square method (3SLS)
3. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach

خاندکر و همکاران[1] (۲۰۱۲) در پژوهش خود به بررسی تأثیر فقر انرژی بر فقر درآمدی در هند برای سال ۲۰۰۵ پرداخته‌اند. در این پژوهش اثر انواع حامل‌های انرژی بر فقر درآمدی در خانوارهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته است و نتایج نشان می‌دهد که ۵۷ درصد خانوارهای روستایی در فقر به سر می‌برند و فاقد دسترسی به منابع انرژی هستند این در حالی است که ۲۲ درصد از آن‌ها در فقر درآمدی هستند. در مناطق شهری فقر انرژی حدود ۲۸ درصد و فقر درآمدی ۲۲ درصد است.

بابو و همکاران[2] (۲۰۱۶) در پژوهش خود رابطه‌ی هم‌زمان میان رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی و عملکرد سیاست‌های بازتوزیعی در ۲۹ کشور درحال‌توسعه را در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ موردمطالعه قرار داده‌اند. آن‌ها ضمن تأکید بر مشکلات استانداردهای یکسان و داده‌های ناسازگار در مطالعات قبلی، با کنترل نقش بازتوزیع درآمد ثابت کردند که نابرابری، در بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. یافته‌های این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که بین سیاست‌های بازتوزیعی و رشد اقتصادی نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت، تضاد خودنمایانه‌ای وجود ندارد - به عبارتی، بازتوزیع مانع رشد نیست و در بسیاری از موارد، با رشد هماهنگ است.

آباه و آکوانیا[3] (۲۰۱۸) در پژوهشی به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و فقر در ۱۲ کشور آفریقایی طی سال‌های ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۴ پرداخته است. در این پژوهش از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده [4] (FMOLS) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین مصرف انرژی و فقر رابطه منفی بلندمدت وجود دارد. همچنین نتیجه می‌شود که عوامل دیگری چون موجودی سرمایه، ثبات سیاسی بر فقر تأثیرگذار هستند و به این معنا است که این عوامل نقش مهمی در کاهش فقر دارند از طرفی آزمون علّیت، وجود یک‌طرفه کوتاه‌مدت را از مصرف انرژی به فقر نشان می‌دهد.

هانیکر و خان [5] (۲۰۱۸) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین نابرابری و توزیع درآمد و استفاده از انرژی از منظر سیستم‌های پیچیده پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که برای اقتصاد ملی شاخص مقیاس‌بندی رابطه معکوس با نابرابری دارد و این در حالی است که برای شهرها شاخص مقیاس‌بندی نشان‌دهنده‌ی نابرابری است. در شهرها مصرف بنزین منجر به افزایش نابرابری می‌شود درحالی‌که برای اقتصاد ملی این رابطه معکوس است.

دلانگن[6] (۲۰۲۳) در پژوهشی به بررسی اثرات افزایش قیمت سوخت (بنزین) بر ناآرامی‌های اجتماعی در کشورهای اروپایی (آلمان، فرانسه و بریتانیا) در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۲ پرداخته است. در این پژوهش از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)[7] استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که افزایش قیمت بنزین در کشورهای اروپایی به‌ویژه در میان گروه‌های کم‌درآمد می‌تواند منجر به افزایش نارضایتی‌ها و ناآرامی‌ها شود، به‌خصوص در زمانی که هزینه‌های سوخت بخش زیادی از درآمد خانوار را تشکیل می‌دهد.

---

1. Khandker et al. (2012)
2. Babu et al. (2016)
3. Abah & Okwanya (2018)
4. Fully Modified Ordinary Least Square
5. Heinecher & Khan (2018)
6. Dillangen (2023)
7. Vector Autoregressive Model (VAR)

آکینمولادون و همکاران[1] (۲۰۲۳) در پژوهش خود به بررسی اثر نابرابری درآمدی بر دسترسی به انرژی‌های مدرن در کشورهای درحال‌توسعه در دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ پرداخته است. در این تحقیق از مدل‌های تحلیلی و داده‌های مقطعی استفاده شده و داده‌ها با استفاده از تحلیل رگرسیونی تجزیه‌وتحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی بر دسترسی گروه‌های کم‌درآمد به انرژی‌های مدرن بسیار تأثیرگذار است و به طور خاص گروه‌های کم‌درآمد مجبور به مصرف انرژی بیشتر برای تأمین نیازهای اولیه خود هستند که علاوه بر افزایش هزینه‌های اقتصادی، تبعات منفی زیست‌محیطی را به همراه دارد.

کومار و همکاران[2] (۲۰۲۳) در پژوهشی که در کشورهای آسیای شرقی و آمریکای لاتین و اروپا صورت‌گرفته، به بررسی ارتباط بین جهانی‌شدن، نابرابری درآمدی، مصرف انرژی و اثرات زیست‌محیطی پرداخته شده است. در این پژوهش از مدل‌های اقتصاد زیست‌محیطی و داده‌های پانل در دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ استفاده شده است و نتایج نشان می‌دهد که کشورهایی با نابرابری بالاتر، مصرف انرژی بیشتری دارند که آلودگی بیشتر را به همراه دارند و همچنین این پژوهش به سیاست‌گذاری‌های انرژی محور در جهت کاهش آثار زیست‌محیطی اشاره دارد.

وانگ و ژائو[3] (۲۰۲۳) در پژوهشی به بررسی تأثیر نابرابری درآمدی بر فقر انرژی خانوارها در کشورهای درحال‌توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۵ تا ۲۰۲۳ در کشورهای آفریقایی و آسیایی پرداخته‌اند. در این پژوهش از مدل‌های اقتصاد کلان و میکرو اقتصادی برای تحلیل اثرات نابرابری درآمد بر فقر انرژی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی می‌تواند فقر انرژی را در خانواده‌های کم‌درآمد تشدید کند و این پدیده در کشورهای درحال‌توسعه که زیرساخت‌های انرژی محدودتری دارند بیشتر دیده می‌شود.

میر و سالیوان[4] (۲۰۲۳) به بررسی چگونگی تحول نابرابری مصرفی در ایالات متحده از دهه ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۲ پرداخته‌اند. این پژوهش با استفاده از داده‌های هزینه مصرف خانوار نشان می‌دهد که افزایش نابرابری در مصرف به‌مراتب کمتر از افزایش نابرابری درآمدی بوده است. نتایج نشان می‌دهد که اگرچه نابرابری درآمدی به میزان قابل‌توجهی رشد کرده، اما نابرابری مصرف به‌مراتب کمتر بوده و روند آن در دهه‌های مختلف متفاوت بوده است. به‌ویژه پس از سال ۲۰۰۵، نابرابری مصرفی کاهش‌یافته درحالی‌که نابرابری درآمد افزایش‌یافته است. این نتایج اهمیت استفاده از متغیر مصرف به‌عنوان شاخص رفاه واقعی مردم را در تحلیل نابرابری اقتصادی نشان می‌دهد.

عباسیان و منوچهری (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های سری زمانی ایران در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ بر آن شده‌اند تا رابطه‌ی شوک‌های مصرف انرژی و رشد اقتصادی را بررسی کنند. با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری بیزی (BVAR)[5] و کنترل متغیرهای کلیدی نظیر تشکیل سرمایه، نیروی کار و انتشار CO_2، آن‌ها دریافتند که شوک افزایش مصرف انرژی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. همچنین پاسخ رشد اقتصادی به شوک‌های سرمایه‌گذاری و نیروی کار مثبت و نسبت به شوک‌های انتشار CO_2 منفی بوده است.

---

1. Akinmoladun et al. (2023)
2. Kumar et al. (2023)
3. Wang & Zhao (2023)
4. Meyer & Sullivan (2023)
5. Bayesian self-regression (BVAR)

بایکی[1] (۲۰۲۴) در پژوهشی با استفاده از داده‌های تحلیلی و شاخص ضریب جینی، به بررسی مسیر تغییرات نابرابری درآمدی در دوره‌ی انتقال به انرژی پاک در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ در کشورهای درحال‌توسعه پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که این انتقال می‌تواند منجر به کاهش کلی نابرابری درآمدی شود و قیمت انرژی نیز کاهش یابد؛ اما این تأثیر به شکل نابرابر میان دهک‌های درآمدی مختلف توزیع می‌شود؛ دهک‌های پایین درآمدی نسبت به سایر گروه‌ها کمتر منتفع می‌شوند و فاصله درآمدی همچنان در زمان رسیدن به نقطه بی‌کربن پابرجاست.

گوشری و لوروسو[2] (۲۰۲۵) در پژوهشی به بررسی رابطه میان مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی در چهار کشور منتخب آسه‌آن (اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند) پرداخته‌اند. در این مطالعه از داده‌های سری زمانی طی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۲۰ و روش‌های اقتصادسنجی هم انباشتگی و مدل‌های علیت گرنجر استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی رابطه بلندمدت مثبت وجود دارد، اما انتشار CO_2اثر منفی معناداری بر رشد اقتصادی دارد. همچنین یافته‌ها بیانگر وجود رابطه علّی دوطرفه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی، و رابطه یک‌طرفه از رشد اقتصادی به انتشار CO_2 است. این نتایج اهمیت سیاست‌های توسعه انرژی پایدار و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های کم‌کربن را برای کشورهای درحال‌توسعه نشان می‌دهد.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود بر خلاف اهمیت رابطه‌ای که بین مصرف بنزین و رشد اقتصادی و نابرابری وجود دارد، مطالعات نظری و تجربی اندکی در این زمینه انجام شده و اغلب مطالعات در قالب گزارش‌های مختلف ارائه شده یا حالت کلی حامل‌های انرژی را بررسی کرده‌اند. در ایران‌پژوهشی نظری در زمینه رابطه مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری به این صورت انجام نشده است؛ لذا پژوهش حاضر سعی بر آن دارد که به بررسی نظری رابطه متقابل مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری در ایران بپردازد.

۲-۳. جمع‌بندی ادبیات و نوآوری پژوهش

پژوهش‌های متعددی به بررسی ارتباط میان نابرابری درآمدی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند و نشان داده‌اند که این متغیرها نه به‌عنوان عواملی مستقل، بلکه اغلب به‌صورت درون‌زا و متقابل بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند. برای مثال، پژوهش‌هایی مثل کودی و همکاران[3] (۲۰۱۵) نشان داده‌اند که یارانه‌های انرژی به طور نامتناسبی به نفع خانوارهای پردرآمد تمام می‌شوند. همچنین، پژوهشی مانند میر وسالیوان[4] (۲۰۲۳) بر تأثیر نابرابری درآمدی بر الگوهای مصرف انرژی تأکید دارند و پژوهش افشار (۱۴۰۰) نقش منفی نابرابری درآمدی بر رشد فراگیر اقتصادی اشاره می‌کنند. بااین‌حال، بسیاری از پژوهش‌های پیشین این روابط را به‌صورت منفرد بررسی کرده‌اند یا از مدل‌های تک معادله‌ای استفاده کرده‌اند که توانایی تحلیل هم‌زمان و متقابل این متغیرها را ندارند.

1. Baikie (2024)
2. Ghoshray & Lorusso (2025)
3. Coadi et al. (2015)
4. Meyer & Sullivan (2023)

در ادبیات موجود، چند شکاف مهم قابل‌شناسایی است: اول، تعداد اندکی از پژوهش‌ها به طور خاص اقتصاد ایران را بررسی کرده‌اند؛ اقتصادی که با نابرابری بالای درآمدی، نظام یارانه‌ای گسترده و مدل رشد مبتنی بر مصرف بالای انرژی شناخته می‌شود. دوم، تعداد بسیار محدودی از پژوهش‌ها از چارچوب مدل‌سازی معادلات هم‌زمان برای تحلیل روابط متقابل میان این متغیرها استفاده کرده‌اند. سوم، در اغلب پژوهش‌های قبلی به نقش متغیرهای ساختاری مثل اندازه دولت یا مکانیزم‌های یارانه‌ای کمتر توجه شده است.

باتوجه‌به این شکاف‌ها، پژوهش حاضر به یک نیاز واقعی علمی پاسخ می‌دهد. این پژوهش با نگاه سیستمی، بر این نکته تأکید می‌کند که نابرابری درآمدی، مصرف انرژی و رشد اقتصادی، بخشی از یک نظام متقابل هستند و نمی‌توان آن‌ها را جدا از هم مورد بررسی قرارداد؛ به‌ویژه در شرایطی مانند اقتصاد ایران که سیاست‌های یارانه‌ای و ناکارآمدی نهادی برجسته هستند. نوآوری این پژوهش از چند جنبه قابل‌توجه است: از نظر روش‌شناسی، استفاده از مدل معادلات ساختاری هم‌زمان با برآورد حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای (3SLS)، امکان اصلاح تورش ناشی از درون‌زایی را فراهم کرده و روابط متقابل را به‌صورت ساختاری بررسی می‌کند. از نظر تجربی، این پژوهش یکی از معدود مطالعاتی است که با استفاده از داده‌های سری زمانی بلندمدت (۱۴۰۲–۱۳۷۰)، متغیرهایی همچون مصرف سرانه بنزین، ضریب جینی، موجودی سرمایه، مخارج دولت، قیمت بنزین و تعداد خودروهای بنزینی را در قالب یک چارچوب یکپارچه بررسی می‌کند. از نظر مفهومی نیز، این پژوهش چارچوبی نوین برای تحلیل پیوند میان عملکرد اقتصادی، عدالت اجتماعی و رفتار مصرف انرژی ارائه می‌دهد.

برخلاف پژوهش‌هایی که متغیرهایی مانند نابرابری درآمدی یا مصرف انرژی را صرفاً به‌عنوان عوامل برون‌زا در نظر می‌گیرند، این تحقیق آن‌ها را به‌عنوان هم علت و هم معلول در یک سیستم ساختاری تحلیل می‌کند. برای نخستین‌بار در بستر اقتصاد ایران، نشان‌داده‌شده است که نابرابری درآمدی می‌تواند منجر به افزایش مصرف بنزین شود و این افزایش مصرف نیز به نوبه خود نابرابری درآمدی را تشدید می‌کند که این خود یک‌چرخه معیوب و قابل‌توجه برای سیاست‌گذاری است. علاوه بر این، پژوهش حاضر بینشی کاربردی نسبت به آثار بازتوزیعی منفی یارانه‌های انرژی ارائه می‌دهد و اصلاح آن‌ها را به‌عنوان راهکاری برای ارتقا کارایی و عدالت اقتصادی مطرح می‌سازد. در مجموع، این پژوهش گامی نوین در ارتقا ادبیات نظری و تجربی در حوزه ارتباط رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی و مصرف انرژی برداشته و پیامدهایی روشن برای سیاست‌گذاران در اقتصادهایی با وابستگی شدید به یارانه انرژی دارد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳–۱. تصریح مدل و معرفی داده‌ها

باتوجه‌به اینکه هدف از انجام این پژوهش بررسی رابطه مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی است، ضروری است برای هریک از موارد مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی معادله جداگانه‌ای تعریف کنیم. بر اساس مطالعات هانیکر و خان (۲۰۱۸)، بابو و همکاران (۲۰۱۶) کومار و همکاران (۲۰۲۳)، عوامل مؤثر بر تولید را می‌توان به‌صورت رابطه (۱) در نظر گرفت:

$$Y= exp^{A+lnG_i^{\alpha_1}} K^{\alpha_2} C_P^{\alpha_3} L^{\alpha_4} \quad (۱)$$

در معادله (۱) متغیرهای Y، K، L، C_p و G به ترتیب نشان‌دهنده‌ی تولید، موجودی سرمایه، نیروی کار، مصرف بنزین و شاخص نابرابری درآمدی (ضریب جینی) و α نشان‌دهنده پارامترهای معادله است. با فرض $\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 = ۱$، معادله (۱) را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$Y=exp^{A+lnG_i^{\alpha_1}} K^{\alpha_2} C_P^{\alpha_3} L^{1-\alpha_2-\alpha_3} = exp^{A+lnG_i^{\alpha_1}} L(\frac{K}{L})^{\alpha_2} (\frac{C_P}{L})^{\alpha_3} \quad (۲)$$

برای به‌دست‌آوردن مقادیر سرانه برحسب نیروی کار طرفین معادله را بر تعداد نیروی کار (L) تقسیم می‌کنیم:

$$y=exp^{A+Gt^{\alpha_1}} k^{\alpha_2}) \left(c_p{}^{\alpha_3}\right) \quad (۳)$$

اگر از طرفین معادله (۳) لگاریتم بگیریم تابع تولید (درآمد) سرانه برحسب متغیر مصرف بنزین سرانه، سرمایه سرانه و ضریب جینی به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$Lny_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnG_t + \alpha_2 LnK_t + \alpha_3 LnC_{pt} + \varepsilon_{yt} \quad (۴)$$

به‌منظور تمرکز بر سهم هر فرد از اقتصاد، تولید (درآمد) سرانه را جایگزین شاخص کلی رشد اقتصادی در نظر می‌گیریم (Babu et al., 2016).

برای مصرف بنزین، معادله تقاضای بنزین باتوجه‌به پژوهش آقایی و رضاقلی‌زاده (۱۳۹۶) و به شکل معمول و استاندارد تقاضای انرژی و همچنین با درنظرگرفتن مقادیر متغیرها به‌صورت سرانه (برحسب نیروی کار) برآورد شده است. باتوجه‌به مدل نردبان انرژی، درآمد خانوارها به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر مصرف بنزین به شمار می‌رود و هرچه درآمد بیشتر می‌شود، تقاضا برای بنزین و مصرف آن بیشتر می‌شود. پس نحوه توزیع درآمد در جامعه می‌تواند بر تقاضای بنزین توسط خانوارها مؤثر باشد. پس ضریب جینی که یکی از شاخص‌های نابرابری درآمدی است به‌منظور بررسی اثر توزیع درآمد بر تقاضای بنزین در مدل استفاده می‌شود. تقاضای سرانه بنزین را تابعی از قیمت بنزین Pr ، درآمد (تولید) سرانه y_t، ضریب جینی G_t و تعداد خودروهای بنزینی $Auto_t$، به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$LnC_{pt} = \beta_0 + \beta_1 LnG_t + \beta_2 LnPr_t + \beta_3 Lny_t + \beta_4 LnAuto_t + \varepsilon_{cpt} \quad (۵)$$

رابطه بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی را بر اساس فرضیه U کوزنتس می‌توان نشان داد. بر اساس این فرضیه رابطه‌ای غیرخطی بین نابرابری درآمدی و درآمد سرانه وجود دارد. باتوجه‌به پژوهش کومار و همکاران (۲۰۲۳)، نابرابری درآمدی را تابعی از درآمد (تولید) سرانه، تقاضای سرانه بنزین، اندازه دولت و میزان سرانه یارانه انرژی در نظر می‌گیریم:

$$LnG_t = \lambda_0 + \lambda_1 Lny_t + \lambda_2 (Lny_t)^2 + \lambda_3 Lng_t + \lambda_4 Lnc_{pt} + \lambda_5 Lns_t + \varepsilon_{Gt} \quad (۶)$$

در این معادله توان دوم درآمد سرانه هم وارد شده است، چون بر اساس فرضیه U معکوس کوزنتس رابطه بین نابرابری درآمدی و درآمد سرانه خطی نیست (Yang & Zhao, 2022). جدول (۱)، متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش، نماد، نحوه محاسبه و مرجع جمع‌آوری داده‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۱: شرح متغیرها، نماد، نحوه محاسبه، مرجع جمع‌آوری و واحد اندازه‌گیری داده‌ها

متغیر	نماد	نحوه محاسبه	مرجع جمع‌آوری داده‌ها	واحد
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	Lny	تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۷۶ تقسیم بر نیروی کار	بانک مرکزی ایران	میلیارد ریال
لگاریتم سرمایه سرانه	Lnk	موجودی سرمایه به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۷۶ تقسیم بر نیروی کار	مرکز آمار ایران	میلیارد ریال
لگاریتم اندازه دولت	Lng	مخارج دولت تقسیم بر تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۱۳۷۶	مرکز آمار ایران	درصد
لگاریتم مصرف سرانه بنزین	Lnc	میزان مصرف بنزین سالانه کشور به‌ازای هر واحد نیروی کار	ترازنامه انرژی	لیتر به نفر
لگاریتم قیمت بنزین	Lnpr	قیمت بنزین آزاد، تبدیل شده به قیمت واقعی با استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده	ترازنامه انرژی	ریال
لگاریتم ضریب جینی	LnG	ضریب جینی هر سال	مرکز آمار ایران	درصد
لگاریتم یارانه سرانه بنزین	Lns	یارانه پرداختی دولت بر حامل انرژی بنزین	مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی	درصد
تعداد خودروهای بنزینی	LnAuto	تعداد خودروهای بنزینی در هزار نفر جمعیت	پایگاه اطلاعات رفاه ایرانیان	عدد

منبع: محاسبات پژوهش

۳-۲. روش برآورد مدل

معادلات هم‌زمان[1]، متفاوت از مدل‌های تک معادله‌ای، مدل‌هایی هستند که در آنها بیش از یک متغیر وابسته و در نتیجه بیش از یک معادله وجود دارد. یکی از مشخصه‌های سیستم معادلات هم‌زمان این است که متغیر وابسته در یک معادله به‌عنوان متغیر توضیحی در معادله‌ای دیگر از سیستم ظاهر می‌شود. چنین متغیر توضیحی ممکن است با جمله پسماند معادله‌ای که در آن به‌عنوان متغیر توضیحی وارد شده است، همبستگی داشته باشد که باعث می‌شود فرض کلاسیک صفر بودن کوواریانس بین متغیر توضیحی و پسماند نقض شود. در چنین شرایطی استفاده از تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی[2] (OLS) منجر به نتایجی دارای اریب و ناسازگار می‌گردد و اگر حجم نمونه به سمت بی‌نهایت نیز میل کند، باز هم تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی (OLS) با مقادیر حقیقی جامعه برابر نمی‌شود. به همین دلیل در برآورد معادلات هم‌زمان انجام مسئله شناسایی[3] مدل ضروری است و اگر مدل فراشناسا[4] باشد برای تخمین از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای[5] (2SLS) و روش حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای[6] (3SLS) استفاده می‌شود. گفتنی است که سیستم معادلات هم‌زمان حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای (3SLS) نسبت به سیستم معادلات هم‌زمان حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) از لحاظ مجانبی کاراتر بوده، فرض استقلال پسماندها را نیز در نظر نمی‌گیرد (Greene, 2018).

1. Simultaneous Equations
2. Ordinary least square
3. Identification
4. Over identified
5 .Two-Stage Least Squares
6. Three- Stage Least Squares

باتوجه‌به وجود درون‌زایی بین تولید سرانه و نابرابری درآمدی و همچنین بین تولید سرانه و مصرف سرانه بنزین از سیستم معادلات هم‌زمان استفاده می‌کنیم:

$$Lny_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnG_t + \alpha_2 LnK_t + \alpha_3 LnC_{pt} + \varepsilon_{yt} \quad (۴)$$

$$LnCp_t = \beta_0 + \beta_1 LnG_t + \beta_2 LnPr_t + \beta_3 Lny_t + \beta_4 LnAuto_t + \varepsilon_{cpt} \quad (۵)$$

$$LnG_t = \lambda_0 + \lambda_1 Lny_t + \lambda_2 (Lny_t)^2 + \lambda_3 Lng_t + \lambda_4 Lnc_{pt} + \lambda_5 Lns_t + \varepsilon_{Gt} \quad (۶)$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود سه معادله (۴)، (۵) و (۶) که به ترتیب مربوط به تولید سرانه Lny_t، مصرف سرانه بنزین $LnyCp_t$ و نابرابری درآمدی LnG_t هستند را در کنار هم ذکر می‌کنیم تا یک دستگاه معادلات هم‌زمان داشته باشیم.

۴. یافته‌های پژوهش

جدول (۲) آمار توصیفی متغیرهای به‌کاررفته در مدل را نشان می‌دهد. باتوجه‌به نتایج جدول (۲) می‌توان دریافت که متغیرها yt، k_t، cp_t، pr_t و $Auto_t$ دارای دامنه تغییرات گسترده‌ای هستند و انحراف معیار قابل‌توجهی دارند. این نشان می‌دهد که داده‌های این متغیرها پراکندگی زیادی حول میانگین دارند و همچنین میانگین آنها بیشتر از میانه است که نشان می‌دهد توزیع داده‌ها چوله به راست است. متغیرهای g_t و G_t دامنه تغییرات محدودتری دارند و انحراف معیار کمتری دارند. این نشان می‌دهد که داده‌های این متغیرها تمرکز بیشتری در اطراف میانگین دارند و همچنین میانگین آنها از میانه کمتر است که نشان می‌دهد توزیع داده‌ها چوله به چپ است. شکل (۱)، (۲) و (۳) سیر زمانی سه متغیر اصلی مدل، رشد اقتصادی y_t ، مصرف بنزین Cp_t و نابرابری درآمدی G_t را در دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ نشان می‌دهد.

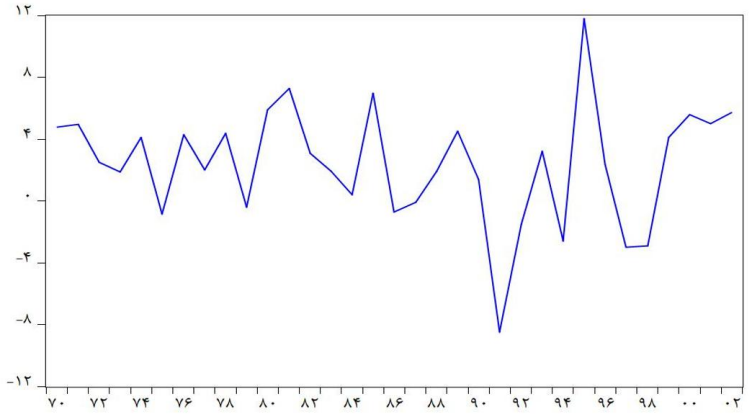
جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای به‌کاررفته در مدل

متغیر / معیار	y_t	k_t	g_t	c_{pt}	pr_t	G_t	$Auto_t$
میانه	۲۷۳/۳۱	۱۷۶/۵۶	۱/۲۳	۶۱/۸	۴۰۰۰	۰/۳۳	۷/۹
میانگین	۳۲۶/۲۱	۱۹۱/۷۶	۰/۸۶	۶۴/۵۶	۷۲۹۷	۰/۳۱	۹/۷۸
انحراف مقدار	۱۴۳/۷۱	۹۹/۳۲	۰/۴۳	۴۲/۴	۱۰۱۸۴	۰/۳۸	۶/۲۳
حداقل مقدار	۱۰۶/۳۸	۹۸/۵۴	۰/۵۱	۳۹/۴	۱۰۰	۰/۲۱	۱/۵
حداکثر مقدار	۹۸۷/۶۰	۲۶۷/۹۸	۳/۷۶	۱۴۳/۹	۳۰۰۰۰	۰/۴۳	۲۲/۸

منبع: محاسبات پژوهش

شکل (۱) سیر زمانی رشد تولید ناخالص داخلی سرانه را در دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ نشان می‌دهد.نوسانات شدید در شکل نشان‌دهنده ناپایداری در تولید ناخالص داخلی سرانه طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ است. این ناپایداری ناشی از عوامل مختلفی مانند تحریم‌های اقتصادی، نوسانات قیمت نفت، تغییرات سیاسی و اجتماعی و یا بحران‌های اقتصادی است. نقاط اوج شکل نشان‌دهنده دوره‌هایی است که تولید ناخالص داخلی سرانه به حداکثر

مقدار خود رسیده است. این دوره‌ها می‌تواند ناشی از رونق اقتصادی، افزایش صادرات یا بهبود شرایط سیاسی باشد. در نقاطی که تولید سرانه به حداقل مقدار خود رسیده، می‌تواند ناشی از رکود اقتصادی، کاهش صادرات، تحریم‌های اقتصادی یا بحران‌های سیاسی و اجتماعی باشد. در سال‌های ۱۳۹۵ تا ۱۳۹۷ روند صعودی کوتاه‌مدت و ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ روند نزولی کوتاه‌مدت مشاهده می‌شود.



شکل ۱: سیر زمانی رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (۱۴۰۲-۱۳۷۰)

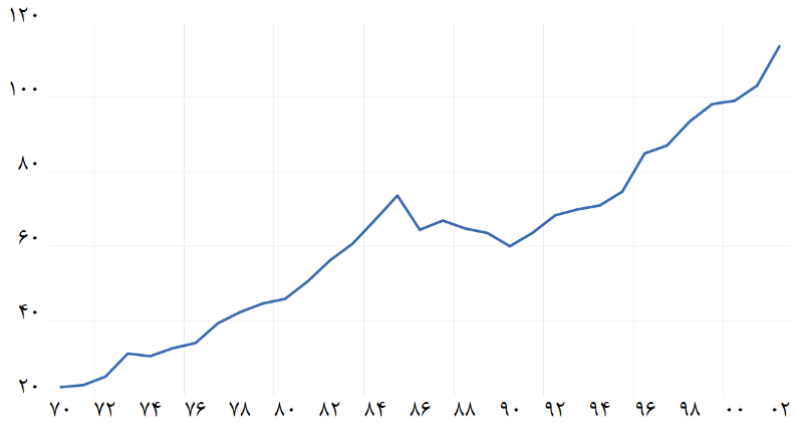
منبع: محاسبات پژوهش

شکل (۲) سیر زمانی شاخص ضریب جینی که برآوردی از نابرابری درآمدی است را طی دوره‌ی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ نشان می‌دهد. همان‌طور در شکل (۲) مشاهده می‌شود ضریب جینی در طول این دوره زمانی نوسانات قابل‌توجهی داشته است. ضریب جینی عددی بین صفر و یک است و هرچه عدد به‌دست‌آمده به یک نزدیک‌تر باشد نابرابری درآمدی بیشتری را نشان می‌دهد. طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷، ضریب جینی عددی بزرگ‌تر و در نتیجه نابرابری نسبتاً بالا بوده، طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ کاهش‌یافته و از سال ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۲ دوباره افزایش‌یافته است.

شکل ۲: سیر زمانی شاخص ضریب جینی (۱۴۰۲-۱۳۷۰)

منبع: محاسبات پژوهش

شکل (۳) مصرف سرانه بنزین را که میزان مصرف بنزین به‌ازای هر واحد نیروی کار در نظر گرفته شده است، طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ در ایران نشان می‌دهد. همان‌طور که در شکل (۳) مشاهده می‌شود، سیر زمانی مصرف سرانه بنزین طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ صعودی است.



شکل ۳: مصرف سرانه بنزین (۱۴۰۲-۱۳۷۰)

منبع: محاسبات پژوهش

در پژوهش حاضر، ابتدا آزمون برون‌زایی هاسمن (۱۹۶۷) را برای بررسی درون‌زا بودن ماهیت متغیرهای تولید سرانه Lny_t، مصرف سرانه بنزین $LnyCp_t$ و نابرابری درآمدی LnG_t که در سمت راست معادلات ساختاری الگوی هم‌زمان قرار دارند انجام شده است. آزمون متغیرهای حذف شده هاسمن (۱۹۸۳)[1] برای تشخیص فراشناسا بودن معادلات هم‌زمان انجام شده است. آماره آزمون خودهمبستگی وودریج (۱۹۹۱)[2] برای بررسی وجود خودهمبستگی و تعیین مرتبه آن ارائه شده و آزمون ناهمسانی واریانس جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس در رگرسیون که از طریق آزمون‌های بروش پگان[3]، آرچ LM ، وایت[4] و... انجام می‌شود، مورداستفاده قرار گرفته است (Greene, 2018). نتایج آزمون‌های ذکر شده در جدول (۳) نشان‌داده‌شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون‌های برون‌زایی، متغیر حذف شده، خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس

متغیرها	آزمون برون‌زایی	آزمون متغیرهای حذف شده	همسانی واریانس	خودهمبستگی
Lny_t	۰/۰۰۰۰۰	LM=۲۰/۴۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۰
$Lncp_t$	۰/۰۰۰۰۰	LM=۲۱/۶۷	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۰۰۰
LnG_t	۰/۰۰۰۰۰	LM=۲۵/۲۸	۰/۰۰۴۲	۰/۰۰۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

1. Hausmann (1983)
2. Wooldridge (1991)
3. Breusch–Pagan tes
4. White test

بر اساس آزمون برون‌زایی هاسمن سه متغیر Lny_t و $Lncp_t$ وLnG_t درون‌زا هستند. نتایج بررسی آزمون متغیرهای حذف شده هاسمن با فرض صفر سازگار بودن تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی (OLS) رد می‌شود و فرضیه فراشناسا بودن مدل پذیرفته می‌شود. طبق نتایج آزمون همسانی واریانس، فرض صفر مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته می‌شود و نتایج آزمون خودهمبستگی وودریج هم نشان می‌دهد که فرض عدم وجود خودهمبستگی بین اجزای اخلال مدل‌ها در این دستگاه معادلات هم‌زمان رد می‌شود.

به‌کارگیری روش‌های معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرها مانا هستند؛ یعنی میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آنها در طول زمان ثابت باقی می‌ماند. وجود متغیرهای نامانا در الگو سبب می‌شود تا آزمون‌های t و F معمول از اعتبار لازم برخوردار نباشند و منجر به رگرسیون جعلی[1] شوند. ازاین‌رو در برخورد با سری‌های زمانی، ابتدا متغیرها را از نظر مانایی مورد آزمون قرار می‌دهیم و سپس، تخمین‌های لازم انجام می‌شود. آماره‌ی مورداستفاده در این پژوهش دیکی فولر تعمیم‌یافته[2](ADF) است (Greene, 2018). نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۴) نشان می‌دهد، در سطح اطمینان ۹۵ درصد تمامی متغیرهای مدل در سطوح نامانا و در تفاضل اول مانا هستند. باتوجه‌به مطالب گفته شده در بخش برآورد مدل و نتایج دست آمده جدول (۳) و جدول (۴) روش برآورد مدل حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای (3SLS) برای تخمین دستگاه معادلات هم‌زمان معرفی شده در این پژوهش انتخاب می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر (ADF)

متغیرها	سطح متغیرها		تفاضل مرتبه اول	
	با عرض از مبدأ و با روند خطی در داده‌ها*	با عرض از مبدأ و بدون روند خطی در داده‌ها**	با عرض از مبدأ و با روند خطی در داده‌ها*	با عرض از مبدأ و بدون روند خطی در داده‌ها**
Lny_t	-۳/۴۱	-۱/۴۶	-۳/۲۴	-۳/۶۲
LnG_t	-۳/۴۵	-۲/۷۳	-۳/۵۹	-۳/۹۳
$Lncp_t$	-۳/۳۸	-۲/۲۷	-۴/۲۷	-۳/۶۷
Lng_t	-۲/۴۴	-۲/۹۳	-۳/۸۱	-۳/۷۳
Lnk_t	-۳/۰۸	-۲/۶۴	-۶/۱۶	-۶/۰۹
$LnPr_t$	-۲/۵۸	-۲/۴۶	-۳/۴۶	-۳/۸۷
(Lny_t)^2	-۰/۸۷	-۱/۷۳	-۵/۱۲	-۴/۷۸
Lns_t	-۱/۸۹	-۰/۹۲	-۵/۹۱	-۵/۶۷
$LnAuto_t$	-۲/۰۴	-۲/۰۳	-۵/۳۵	-۵/۱۹

*مقدار بحرانی ADF در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای سطوح و تفاضل مرتبه اول با روند ۳/۵۴- ۳/۵۵-

**مقدار بحرانی ADF در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای سطوح و تفاضل مرتبه اول بدون روند ۲/۹۴- و ۲/۹۵-

منبع: محاسبات پژوهش

1. Spurious Regression
2. Augmented Dikey-Fuller test

جدول ۵: نتایج برآورد معادلات به روش 3SLS

متغیرها	نماد	معادله (۴) وابسته: تولید سرانه	معادله (۵) وابسته: مصرف بنزین	معادله (۶) وابسته: نابرابری درآمدی
ضریب ثابت	C	-۳/۴۵۷۶ (-۱۲/۹۱)	۲/۲۰۴۳ (۱/۰۹۸)	-۱/۰۴۶۷ (-۰/۴۳۶)
تولید ناخالص داخلی سرانه	y	-	۲/۰۹۲۳ (۰/۳۷۸۲)	۰/۰۲۳۸ (۰/۰۱۷۳۴)
مجذور تولیدناخالص‌داخلی‌سرانه	y^2	-	-	-۰/۰۸۷۲ (-۰/۰۲۴۸)
سرمایه سرانه	k	۰/۰۸۲۱ (۰/۰۵۹۲)	-	-
اندازه دولت	g	-	-	-۰/۰۰۵۶ (-۰/۰۲۷۸)
مصرف سرانه بنزین	cp	۰/۲۳۰۹ (۰/۰۷۲۱)	-	۰/۱۲۹۸ (۰/۰۰۵۶)
قیمت بنزین	pr	-	-۰/۰۷۳۴ (-۰/۰۵۴۷)	-
ضریب جینی	G	-۱/۳۲۴۱ (-۰/۰۰۶۷)	۴/۱۲۰۱ (۰/۴۲۷۸)	-
یارانه سرانه بنزین	s	-	-	۰/۰۷۸۳ (۰/۰۲۹۳)
تعداد خودروهای بنزینی	Auto	-	۲/۰۱۲۴ (۱/۰۴۲۷)	-
-	R^2_{CN}	۰/۶۸	۰/۷۶	۰/۸۱
-	Chi2	۱۳۹/۰۵ (۰/۰۰۰)	۲۸/۳۵ (۰/۰۰۰)	۳۲/۶۵ (۰/۰۰۰)

منبع: محاسبات پژوهش

جدول (۵) نتایج تخمین معادلات رشد اقتصادی، مصرف سرانه بنزین و نابرابری درآمدی با استفاده از روش حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای (3SLS) را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده دستگاه معادلات هم‌زمان تخمین زده شده را به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

$$Lny_t = -۳/۴۵۷۶ - ۱/۳۲۴۱ LnG_t + ۰/۲۳۰۹ LnC_{pt} + ۰/۰۸۲۱ Lnk_t + \varepsilon_{yt} \quad (۷)$$

$$LnC_{pt} = ۲/۲۰۴۳ + ۴/۱۲۰۱ LnG_t - ۰/۰۷۳۴ LnPr_t + ۲/۰۹۲۳ LnY_t + ۲/۰۱۲۴ LnAuto_t + \varepsilon_{cpt} \quad (۸)$$

$$LnG_t = -۱/۰۴۶۷ + ۰/۰۲۳۸ Lny_t - ۰/۰۸۷۲ (Lny_t)^2 - ۰/۰۰۵۶ Lng_t + ۰/۱۲۹۸ Lnc_{pt} + ۰/۰۷۸۳ Lns_t + \varepsilon_{Gt} \quad (۹)$$

در سیستم معادلات هم‌زمان آماره R^2 در فاصله (۱و$-\infty$) قابل‌تغییر است و در بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل و خوبی برازش معادلات (قدرت شبیه‌سازی درون نمونه‌ای مدل) نمی‌توان به آماره R^2 استناد نمود، در این شرایط از شاخص‌های دیگری نظیر ضریب همبستگی خطی ساده بین مقادیر تاریخی و شبیه‌سازی شده، ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE)[1]، شاخص تایل[2] و آماره کارتر - نیگر[3] (R^2_{CN}) استفاده می‌شود (Greene, 2018) و در این پژوهش جهت بررسی خوبی برازش از آماره‌های R^2_{CN} استفاده شده است و همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، در معادله تولید سرانه این آماره ۰/۶۸، در تابع مصرف سرانه بنزین برابر ۰/۷۶ و در تابع نابرابری درآمدی مقدار آن برابر ۰/۸۱ است که میزان قدرت توضیح‌دهندگی متغیرهای مستقل مدل‌ها را نشان می‌دهد.

1. Root of Mean Square Error
2. Theil Inequality Coefficient
3. Carter-Nager

بر اساس تابع تولید سرانه برآورد شده در معادله (۷)، ضریب جینی علامت منفی دارد و نشان می‌دهد افزایش نابرابری درآمدی از لحاظ اقتصادی اثر منفی بر تولید سرانه دارد به‌طوری که اگر نابرابری درآمدی یک درصد افزایش یابد تولید سرانه ۱/۳۲ درصد کاهش می‌یابد و می‌توان این‌طور مطرح کرد که افزایش نابرابری درآمدی معمولاً به معنی کاهش درآمد قشرهای کم‌درآمد جامعه است. این کاهش درآمد می‌تواند منجر به کاهش تقاضا برای کالاها و خدمات شود که می‌تواند به نوبه خود تولید سرانه کشور را محدود کند. نتایج به‌دست‌آمده سازگار با نتایج پژوهش انجام شده توسط وانگ و ژائو (۲۰۲۳)، افشار (۱۴۰۰) است.

اثر موجودی سرمایه سرانه بر تولید سرانه مثبت برآورد شده که نشان‌دهنده اثر مثبت افزایش سرمایه سرانه بر تولید سرانه است به‌طوری که اگر موجودی سرمایه سرانه یک درصد افزایش یابد، تولید سرانه ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد. در واقع با افزایش موجودی سرمایه سرانه، ظرفیت تولید اقتصاد افزایش می‌یابد. با افزایش ظرفیت‌ها و انتخاب سیاست‌های درست می‌توان تولید سرانه را افزایش داده و رشد اقتصادی مثبت ایجاد کرد (Aguilar & Fuentes-Albero, 2025).

تأثیر مصرف سرانه بنزین بر تولید سرانه مثبت و معنی‌دار به‌دست‌آمده است به‌طوری که با افزایش یک‌درصدی مصرف سرانه بنزین تولید سرانه ۰/۲۳ درصد افزایش می‌یابد. افزایش مصرف بنزین می‌تواند نشان‌دهنده افزایش فعالیت‌های اقتصادی و حمل‌ونقل کالا و خدمات باشد. این موضوع می‌تواند به رشد تولید بخش‌هایی مانند صنعت، کشاورزی و خدمات کمک کند. همچنین می‌تواند نشان‌دهنده توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقل و ارتباطات باشد که به نوبه خود به افزایش تولید سرانه کمک می‌کند. همچنین صنایع مرتبط با تولید، توزیع و مصرف بنزین می‌توانند اشتغال‌زایی کرده و به افزایش تولید سرانه و رشد اقتصادی کمک کنند. این نتیجه، با نتیجه به‌دست‌آمده از پژوهش انجام شده توسط آباه و اوکوانیا (۲۰۱۸) و آقایی و رضاقلی‌زاده (۱۳۹۶) سازگار است.

باتوجه‌به تقاضای بنزین برآورد شده در معادله (۸)، تأثیر افزایش ضریب جینی بر مصرف سرانه بنزین مثبت و معنادار است و نشان‌دهنده این است که با افزایش نابرابری درآمدی، مصرف سرانه بنزین در دوره مورد بررسی افزایش‌یافته است به‌طوری که با افزایش یک‌درصدی نابرابری درآمدی تقاضای بنزین ۴/۱۲ درصد افزایش داشته است. باتوجه‌به اینکه با افزایش نابرابری درآمدی، امکان استفاده نابرابر بیشتر از وسایل نقلیه و در نتیجه، مصرف بیشتر بنزین وجود دارد، نتیجه به‌دست‌آمده منطقی است. این نتیجه سازگار با نتیجه پژوهش هانیکر و خان (۲۰۱۸) و کومار و همکاران (۲۰۲۳) است.

در معادله تقاضای سرانه بنزین ضریب درآمد (تولید) سرانه مثبت است و بیان‌کننده این است که با افزایش تولید سرانه تقاضا برای مصرف بنزین افزایش می‌یابد به‌طوری که با افزایش یک‌درصدی تولید سرانه تقاضای بنزین ۲/۰۹ درصد افزایش داشته است. در واقع هرچقدر درآمد (تولید) سرانه بیشتر شود، میزان مصرف بنزین افزایش بیشتری می‌یابد، می‌توان گفت افزایش درآمد معمولاً از طریق افزایش مالکیت خودرو، تغییر الگوی مصرف به سمت خودروهای پرمصرف و همچنین افزایش مسافت‌های طی شده، مصرف بنزین را بالا می‌برد. این نتیجه سازگار با نتیجه به‌دست‌آمده از پژوهش آکلینمولارون و همکاران (۲۰۲۳) و آقایی و رضا قلی‌زاده (۱۳۹۶) است.

تأثیر افزایش قیمت بنزین بر مصرف آن نیز منفی و معنادار است به‌طوری که با افزایش یک‌درصدی قیمت بنزین تقاضا برای آن ۰/۰۷ درصد کاهش‌یافته است و همچنین افزایش تعداد خودروهای بنزینی در کشور باعث افزایش تقاضای بنزین و افزایش مصرف آن می‌شود به‌طوری که با افزایش یک‌درصدی تعداد خودروهای بنزینی تقاضا برای بنزین ۲/۰۱ درصد افزایش داشته است. این نتیجه سازگار با نتیجه به‌دست‌آمده از پژوهش آباه و آلوانیا (۲۰۱۸) است.

باتوجه‌به برآورد تابع نابرابری درآمدی در معادله (۹)، افزایش درآمد (تولید) سرانه باعث کاهش نابرابری شده است. به‌طوری که با افزایش یک‌درصدی درآمد (تولید) سرانه، نابرابری درآمدی ۰/۰۲ درصد کاهش داشته است. نتیجه به‌دست‌آمده سازگار با نتیجه پژوهش شعبانی (۱۳۹۹) و کومار و همکاران (۲۰۲۳) است.

تأثیر مصرف سرانه بنزین بر نابرابری درآمدی مثبت و معنی‌دار است به‌طوری که با افزایش یک‌درصدی مصرف سرانه بنزین، نابرابری درآمدی ۰/۱۲ درصد افزایش داشته است. این نتیجه بیان‌کننده این است که افزایش مصرف بنزین باعث افزایش نابرابری درآمدی طی دوره مورد بررسی شده است. به‌طورکلی، خانوارهای کم‌درآمد نسبت به خانوارهای ثروتمند، سهم بیشتری از درآمد خود را صرف هزینه‌های حمل‌ونقل می‌کنند و همچنین در بسیاری از مناطق، دسترسی به حمل‌ونقل عمومی محدود یا نامناسب است که خانوارهای کم‌درآمد را به استفاده از خودروهای شخصی وابسته می‌کند. از طرفی آلودگی هوا ناشی از افزایش مصرف بنزین، بر سلامت افراد تأثیر منفی می‌گذارد و خانوارهای کم‌درآمد به دلیل سکونت در مناطقی که آلودگی هوا بیشتر است، بیشتر در معرض این آلودگی هستند. همچنین مصرف بنزین یک عامل اصلی انتشار گازهای گلخانه‌ای است که منجر به تغییرات آب‌وهوایی می‌شود. پیامدهای تغییرات آب‌وهوایی مانند رویدادهای شدید آب‌وهوایی، خشکسالی و سیل، به طور نامتناسبی خانوارهای کم‌درآمد را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. این نتیجه سازگار با نتیجه به‌دست‌آمده از پژوهش کومار و همکاران (۲۰۲۳) و آقایی و رضا قلی‌زاده (۱۳۹۶) است.

متغیر اندازه دولت اثر منفی بر نابرابری درآمدی دارد؛ یعنی با افزایش یک‌درصدی اندازه دولت نابرابری درآمدی حدود ۰/۰۰۵ درصد کاهش می‌یابد. در واقع می‌توان گفت که اگر دسترسی عادلانه به خدمات عمومی، ایجاد اشتغال و کاهش بیکاری، تنظیم بازار و حمایت از حقوق کارگران، کنترل تورم تقویت نهادهای نظارتی بر اقتصاد حاکم باشد، افزایش اندازه دولت باعث کاهش نابرابری می‌شود. نتایج به‌دست‌آمده سازگار با نتیجه پژوهش بابو و همکاران (۲۰۱۶) و آقایی و رضاقلی‌زاده (۱۳۹۶) است.

اثر یارانه‌های انرژی بر نابرابری درآمدی اثری مثبت است. به‌طوری که با افزایش یک‌درصدی یارانه‌های بنزین نابرابری ۰/۰۷ درصد افزایش داشته است. خانوارهای ثروتمند و کسب‌وکارهای بزرگ معمولاً به دلیل مالکیت خودروهای بیشتر، بنزین بیشتری مصرف می‌کنند. این باعث می‌شود سهم نامتناسبی از یارانه به نفع گروه‌های پردرآمد باشد و نابرابری تشدید شود. همچنین یارانه‌های بنزین هزینه سنگینی به بودجه دولت تحمیل می‌کند و منابع مالی را از خدمات عمومی مانند بهداشت، آموزش و برنامه‌های رفاهی هدفمند که می‌تواند نابرابری درآمدی را کاهش دهد منحرف می‌سازد. در چارچوب نظریه چرخه توزیع ناپایدار انرژی که در پژوهشی جدید

مانند آگویلار (۲۰۲۵) ارائه شده، سیاست‌های یارانه‌ای ناعادلانه و مصرف انرژی فسیلی ارزان، نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد. این نتیجه همچنین با نتایج پژوهش افشار (۱۴۰۰)، بایکی(۲۰۲۴) و آباه و آلوانیا (۲۰۱۸) سازگار است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پژوهش حاضر به بررسی رابطه پویا بین مصرف بنزین، رشد اقتصادی، و نابرابری درآمدی در ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ پرداخته است. با استفاده از روش حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای (3SLS) و مدل‌سازی معادلات هم‌زمان، تأثیر متقابل این متغیرها تحلیل شده است. سه معادله در نظر گرفته شده که متغیر وابسته آن‌ها، تولید سرانه، شاخص ضریب جینی و مصرف سرانه بنزین است. برای برآورد تابع تولید سرانه متغیرهای ضریب جینی، مصرف سرانه بنزین و موجودی سرمایه سرانه در نظر گرفته شده که اثر افزایش ضریب جینی (نابرابری درآمدی) بر تولید سرانه منفی برآورد شده و می‌توان این‌طور مطرح کرد که افزایش نابرابری درآمدی معمولاً به معنی کاهش درآمد قشرهای کم‌درآمد جامعه است. این کاهش درآمد می‌تواند منجر به کاهش تقاضا برای کالاها و خدمات شود که به نوبه خود تولید سرانه کشور را محدود می‌کند. اثر موجودی سرمایه سرانه هم مثبت برآورد شده که نشان‌دهنده اثر مثبت افزایش سرمایه سرانه بر تولید سرانه است. در واقع می‌توان این‌طور در نظر گرفت که با افزایش موجودی سرمایه سرانه، ظرفیت تولید اقتصاد افزایش می‌یابد. با افزایش ظرفیت‌ها و انتخاب سیاست‌های درست می‌توان تولید سرانه را افزایش داده و رشد اقتصادی مثبت ایجاد کرد. تأثیر مصرف سرانه بنزین بر تولید سرانه مثبت و معنی‌دار به‌دست‌آمده است. افزایش مصرف بنزین می‌تواند نشان‌دهنده افزایش فعالیت‌های اقتصادی و حمل‌ونقل کالا و خدمات باشد. این موضوع می‌تواند به افزایش تولید بخش‌هایی مانند صنعت، کشاورزی و خدمات کمک کند. همچنین می‌تواند نشان‌دهنده توسعه زیرساخت‌های حمل‌ونقل و ارتباطات باشد که به نوبه خود به افزایش تولید سرانه کمک می‌کند.

برای برآورد مصرف سرانه بنزین، معادله تقاضای بنزین برآورد شده و متغیرهای ضریب جینی، تولید سرانه، قیمت بنزین و تعداد خودروهای بنزینی در نظر گرفته شده است. تأثیر افزایش ضریب جینی بر مصرف سرانه بنزین مثبت و معنادار است و نشان‌دهنده این است که با افزایش نابرابری درآمدی، مصرف سرانه بنزین در دوره مورد بررسی افزایش‌یافته است. باتوجه‌به اینکه با افزایش نابرابری درآمدی، امکان استفاده نابرابر از وسایل نقلیه و در نتیجه، مصرف بیشتر بنزین وجود دارد، نتیجه به‌دست‌آمده منطقی است. اثر درآمد (تولید) سرانه مثبت برآورد شده و بیان‌کننده این است که با افزایش تولید سرانه تقاضا برای مصرف بنزین افزایش می‌یابد. می‌توان گفت افزایش درآمد معمولاً از طریق افزایش مالکیت خودرو، تغییر الگوی مصرف به سمت خودروهای پرمصرف و همچنین افزایش مسافت‌های طی شده، مصرف بنزین را بالا می‌برد. تأثیر افزایش قیمت بنزین بر مصرف آن نیز منفی و معنادار است؛ یعنی افزایش تعداد خودروهای بنزینی در کشور باعث افزایش تقاضای بنزین و افزایش مصرف آن می‌شود. افزایش تعداد خودروهای بنزینی هم باعث افزایش مصرف سرانه بنزین شده است.

برای برآورد نابرابری درآمدی از متغیرهای تولید سرانه، مصرف سرانه بنزین، اندازه دولت و یارانه‌های انرژی استفاده شده است. افزایش تولید سرانه باعث کاهش نابرابری درآمدی شده است. تأثیر مصرف سرانه بنزین بر نابرابری درآمدی مثبت و معنی‌دار است. این نتیجه بیان‌کننده این است که افزایش مصرف بنزین باعث افزایش نابرابری درآمدی طی دوره مورد بررسی شده است. متغیر اندازه دولت اثر منفی بر نابرابری درآمدی دارد؛ یعنی با افزایش یک‌درصدی اندازه دولت نابرابری درآمدی حدود یک درصد کاهش می‌یابد. اگر دسترسی عادلانه به خدمات عمومی، ایجاد اشتغال و کاهش بیکاری، تنظیم بازار و حمایت از حقوق کارگران، کنترل تورم تقویت نهادهای نظارتی بر اقتصاد حاکم باشد افزایش اندازه دولت باعث کاهش نابرابری می‌شود. اثر یارانه‌های انرژی بر نابرابری اثری مثبت است. می‌توان این‌طور مطرح کرد که خانوارهای ثروتمند و کسب‌وکارهای بزرگ معمولاً به دلیل مالکیت خودروهای بیشتر، بنزین بیشتری مصرف می‌کنند. این باعث می‌شود سهم نامتناسبی از یارانه به نفع گروه‌های پردرآمد باشد و نابرابری تشدید شود.

به‌طورکلی یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که این نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی و مصرف بنزین در یک‌چرخه بازخوردی قرار دارند که پیامدهای یکدیگر را تشدید یا تعدیل می‌کنند. به طور مشخص نابرابری درآمدی تأثیر منفی بر تولید سرانه دارد. این یافته بیانگر آن است که توزیع نامتوازن درآمد، با کاهش قدرت خرید دهک‌های پایین درآمدی، تقاضای مؤثر را محدود کرده و به تضعیف رشد اقتصادی منجر می‌شود. این نتیجه با دیدگاه‌هایی همچون نظریه سرمایه انسانی و فرضیه تقاضای مؤثر همخوانی است.

مصرف سرانه بنزین اثری مثبت بر تولید سرانه داشته است. این امر می‌تواند ناشی از وابستگی بخش‌های کلیدی اقتصاد ایران به حمل‌ونقل و انرژی فسیلی باشد. بااین‌حال، این نوع رشد وابسته به انرژی، از نظر زیست‌محیطی و عدالت اجتماعی ناپایدار ارزیابی می‌شود.

مصرف سرانه بنزین خود تحت‌تأثیر نابرابری درآمدی و تولید سرانه قرار دارد. به عبارتی، با افزایش نابرابری، گروه‌های پرمصرف انرژی سهم بیشتری از یارانه‌ها و منابع دارند، درحالی‌که گروه‌های کم‌درآمد یا به طور نسبی محروم مانده‌اند. این موضوع نه‌تنها عدالت را زیر سؤال می‌برد، بلکه اثربخشی سیاست‌های حمایتی را نیز کاهش می‌دهد.

مصرف بنزین و یارانه‌های انرژی، هر دو منجر به افزایش نابرابری درآمدی شده‌اند. این یافته حاکی از آن است که سیاست‌های قیمتی و یارانه‌ای در حوزه انرژی به‌جای ایفای نقش بازتوزیعی، در عمل به تشدید شکاف‌های درآمدی دامن زده‌اند. در مقابل، افزایش اندازه دولت (در قالب هزینه‌های عمومی) و رشد اقتصادی، نقش مثبت و معناداری در کاهش نابرابری داشته‌اند. در مجموع، نتایج نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران، مصرف بنزین، رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی، رابطه‌ای غیرخطی، درون‌زا و پیچیده دارند. بی‌توجهی به این پیوندهای متقابل، می‌تواند منجر به سیاست‌گذاری‌های ناهماهنگ، ناکارا و بعضاً ضد توسعه شود؛ لذا، هرگونه مداخله در یکی از این حوزه‌ها (مثلاً قیمت‌گذاری سوخت یا سیاست‌های رشد) باید با درنظرگرفتن تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم آن بر سایر متغیرها طراحی شود.

باتوجه‌به نتایج پژوهش که نشان داد مصرف سرانه بنزین اثر مثبت و معناداری بر افزایش نابرابری درآمدی دارد و همچنین افزایش نابرابری، خود عاملی بازدارنده برای رشد اقتصادی است، می‌توان پیشنهادهای زیر را به‌صورت مشخص و عملیاتی ارائه داد:

۱- اعمال سهمیه‌بندی هوشمند بنزین مبتنی بر دهک‌های درآمدی: باتوجه‌به یافته‌های پژوهش که نشان می‌دهد مصرف سرانه بنزین رابطه مثبت با نابرابری درآمدی دارد، پیشنهاد می‌شود دولت به‌جای سهمیه یکسان برای همه، از الگویی استفاده کند که به دهک‌های پایین‌تر سهمیه بیشتر یا قیمت ترجیحی و به دهک‌های بالا سهمیه کمتر یا قیمت آزاد تخصیص دهد. این مدل به‌نوعی یارانه معکوس را اصلاح می‌کند و از انتقال منابع به طبقات برخوردار جلوگیری خواهد کرد.

۲- اصلاح تدریجی ساختار یارانه‌ها با هدف‌گذاری اجتماعی: تخصیص منابع حاصل از کاهش یارانه‌های سوخت به تقویت خدمات عمومی مانند بهداشت، آموزش و حمل‌ونقل عمومی، می‌تواند اثرات نابرابری زای مصرف انرژی را تعدیل کند.

۳- طراحی نظام مالیات بر مصرف سوخت لوکس (مالیات سبز هدفمند): به‌جای افزایش قیمت عمومی بنزین، پیشنهاد می‌شود دولت مالیات پلکانی بر خودروهای پرمصرف و مصرف بالای بنزین ماهانه اعمال کند. این ابزار به‌صورت تدریجی رفتار پرمصرف را تغییر داده و اثر بازتوزیعی قوی دارد، بدون آنکه فشار مستقیمی بر دهک‌های پایین وارد شود.

۴- سرمایه‌گذاری در انرژی‌های پاک و حمل‌ونقل عمومی برقی: وابستگی رشد اقتصادی به بنزین در بلندمدت پایدار نیست. کاهش شدت انرژی با توسعه حمل‌ونقل عمومی کم‌کربن، به‌ویژه در مناطق با ضریب جینی بالا، ضروری است.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

همه نویسندگان در نگارش مقاله سهم و نقش یکسان داشته‌اند.

تضاد منافع

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

حامی مالی

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

سپاسگزاری (تقدیر و تشکر)

نویسندگان مایل‌اند مراتب قدردانی صمیمانه خود را از همه افراد متعهدی که در جمع‌آوری داده‌ها و آماده‌سازی این تحقیق مشارکت داشتند، ابراز کنند.

شناسه ارکید (ORCID)

فاطمه ظهیری https://orcid.org/0009-0000-5201-8825

شقایق عباسعلی https://orcid.org/0009-0006-6429-9672

صلاح‌الدین منوچهری https://orcid.org/0000-0001-5619-632X

منابع و مأخذ

احمدزاده، خالد، منوچهری، صلاح‌الدین و خاکسار، مطهره. (۱۴۰۱). تأثیر هزینه‌های مسکن بر نابرابری درآمدی و میزان جرم در استان‌های ایران. نشریه *سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۱ (۴)، ۱۰۷-۱۳۸. https://doi.org/10.34785/J025.2022.029

افشار، زهرا. (۱۴۰۰). *تأثیر رشد اقتصادی، نابرابری و فقر بر مصرف انرژی در کشور*. (پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد)، دانشگاه غیرانتفاعی خاتم.

آقایی، مجید و رضاقلی‌زاده، مهدیه. (۱۳۹۶). بررسی تأثیر مستقیم و غیرمستقیم مصرف انرژی در بخش‌های منتخب اقتصادی بر فقر و نابرابری در ایران، *نشریه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۵(۱۹)، ۱ –۵۱. https://doi.org/10.22054/jiee.2017.7303

سالم، علی‌اصغر، ممی‌پور، سیاب و عزیزخانی، معصومه. (۱۴۰۲). قیمت‌گذاری بنزین و پیامدهای آن بر فقر مطلق و نسبی خانوارهای شهری ایران. *نشریه سیاست‌گذاری اقتصادی*، ۱۵ (۲۹)، ۱–۳۹. https://doi.org/10.22034/epj.2023.19980.2427

شعبانی، حسین. (۱۳۹۹). *بررسی اثر مصرف انرژی و تغییرات اقلیمی بر نابرابری درآمدی (ضریب جینی) در ایران*، (پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد)، دانشگاه فردوسی مشهد.

ورهرامی، ویدا. جهان تیغ، یگانه. (۱۴۰۳). عوامل تأثیرگذار بر اختلاف قیمت بنزین در داخل کشور و فوب خلیج‌فارس و تأثیر این اختلاف بر شاخص نابرابری ضریب اتکینسون در ایران. *نشریه مطالعات اقتصاد بخش عمومی*، ۳(۲)، ۳۳۲–۳۰۱، https://doi.org/10.22126/pse.2024.10397.1110

References

Abah, P., Okwanya, I. (2018). *Impact of energy consumption on poverty reduction in Africa*. CBN Journal of Applied Statistics, 9(1), 1-20. https://dc.cbn.gov.ng/jas/vol9/iss1/5.

Abasian, E., Manouchehri, S. (2021). The Nexus between Energy Consumption Shocks and Economic Growth: Using BVAR Approach, *technical journal*, 17 , 14-19. https://doi.org/10.31803/tg-20211116203435

Afshar, Z. (2021). *The Impact of Economic Growth, Inequality, and Poverty on Energy Consumption in the Country*. (Master's thesis), Khatam Non-Governmental Non-Profit University. [in Persian].

Aghaei, M., & Rezagholizadeh, M. (2016). Investigating the Direct and Indirect Effects of Energy Consumption in Various Economic Sectors on Poverty and Inequality in Iran. *Iranian Energy Economics Journal*, *5*(19), 1-51. [in Persian]. https://doi.org/10.22054/jiee.2017.7303.

Aguilar, A., & Fuentes-Albero, C. (2025). Energy Inequality and Climate Vulnerability. *Journal of Environmental Economics*, 89(2). https://doi.org/10.17016/FEDS.2025.026

Ahmadzadeh, K. , Manochehri, S. & Khaksar, M. (2023). The impact of housing costs on income inequality and crime rates in the provinces of Iran. *Economic Policies and Research*, *1*(4), 107-138. https://doi.org/10.34785/J025.2022.029

Akinmoladun, F. O., Adom, K., & Oyinlola, A. O. (2023). Income inequality may double the energy needed for access to modern energy. *Journal of Development Economics*, 32(2), 91-107.

Al Mamun, T. G. M., Ehsanullah, Hassan, M. S., Amin, M. B., & Oláh, J. (2025). Has the Paris Agreement shaped emission trends? A panel VECM analysis of energy, growth, and CO_2 in 106 middle-income countries. https://doi.org/10.48550/arXiv.2503.14946

Babu, M., Bhaskaran, V., Venkatesh, M. (2016), Does inequality Hamper Long Run Growth? Evidence from Emerging Economies, *Economic Analysis and Policy*, 52, 99–113. https://doi.org/10.1016/j.eap.2016.07.006.

Baikie, V. (2024). *Income inequality and equitable access to energy through the energy transition* (Warwick-Monash Economics Student Papers No. 71). Warwick–Monash. RePEc:wrk:wrkesp:71

Coady, D., Parry, I., Sears, L., & Shang, B. (2015). *How large are global energy subsidies?* (IMF Working Paper No. 15/105). International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9781513551582.001

Ghoshray, A., & Lorusso, M. (2025). Energy consumption, CO_2 emissions and economic growth in selected ASEAN countries. *Letters in Spatial and Resource Sciences, 18*(2). https://doi.org/10.1007/s12076-025-00398-y

Greene, William H. (2008), *Econometric Analysis*, 6th Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.

Heathcote, J,. Fabrizio P,. Giovanni L. Violante,. & Lichen Zh. (2023). More unequal we stand? Inequality dynamics in the United States, 1967–2021. *Review of Economic Dynamics* 50, 235–266. https://doi.org/10.1016/j.red.2022.11.005

Heinecher, P., & Khan, F. (2018). Inequality and energy: Revisiting the relationship between disparity of income distribution and energy use from a complex systems perspective. *Energy Research & Social Science*, 42, 184–192. https://doi.org/10.1016/j.erss.2018.03.025.

Khandker, Sh., Smad, H., & Barnes, D. (2012*).* Are the energy poor also income poor? Evidence from India*. Energy Policy*, 40, 41-50. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.09.048.

Kumar, A., Soti, N., Gupta, S., & Deepa. (2024). Addressing energy poverty in BRICS economies: Insights from panel data analysis and policy implications for sustainable development goals. Environment, Development and Sustainability. *Advance online publication*. https://doi.org/10.1007/s10668-024-05652-9.

Meyer, B. D. and J. X. Sullivan. (2023). Consumption and Income Inequality in the United States since the 1960s. *Journal of Political Economy*, 131 (2), 247–284. https://doi.org/10.1086/721702 .

Salem, A. , mamipour, S. and Azizkhani, M. (2023). Gasoline pricing and its consequences on the absolute and relative poverty of urban households in Iran. *The Journal of Economic Policy,* 15(29), 1-39. https://doi.org/10.22034/epj.2023.19980.2427 [in Persian]

Salem, A., Mamipour, S., & Azizkhani, M. (2023). Gasoline Pricing and Its Consequences on Absolute and Relative Poverty of Urban Households in Iran. *Research Article, Fifteenth Year, Twenty-ninth Issue, Spring and Summer* 2023. []. https://doi.org/10.22034/epj.2023.19980.2427

Shabani, H. (2020). *Investigating the Effect of Energy Consumption and Climate Change on Income Inequality (Gini Coefficient) in Iran*. (Master's thesis), Ferdowsi University of Mashhad. [in Persian].

Varahrami, V., & Jahantigh, Y. (2024). Factors affecting the gap between domestic gasoline prices and Persian Gulf FOB prices and its impact on Atkinson inequality index in Iran. *Quarterly Journal of Public Sector Economic Studies*, 3(2), 301–332. .https://doi.org/10.22126/pse.2024.10397.1110

Wang, W., & Zhao, T. (2023). Income inequality and energy poverty in developing countries. *Energy Policy*, 112(1), 23-39. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.113490.

World Bank. (2021). *World Development Report 2021*: Data, Development, and Democracy. World Bank Group.

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

Volume 5, Issue 1, Spring 2026, Page: 195-217 DOI: 10.22034/jepr.2025.142933.1227

Research Article

Resilience of Macroeconomic Variables and Environmental Quality under the Central Bank Digital Currencies (CBDC) Shock**

Mehdi Soltaninejad[1], Ali Raeispour Rajabali*[2], Mohsen Zayandehroodi[3]

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

Received 13 January 2025 *Revise 20 April 2025* *Accepted 08 July 2025* *Publish 21 March 2026*

Abstract

Central bank digital currency (CBDC), as a novel form of central bank liability, entails both potential benefits and risks for macroeconomic performance and environmental sustainability. This study develops a stochastic dynamic general equilibrium (DSGE) model to investigate the resilience of macroeconomic variables and environmental quality in response to CBDC issuance shocks. The model is calibrated using seasonal data from the Iranian economy over the period 2004–2022 and simulated under alternative scenarios with varying degrees of price stickiness. The findings indicate that consumption, non-oil output, and aggregate production increase following a CBDC shock, whereas inflation exhibits a delayed response. The expansion in production, however, leads to a deterioration in environmental quality. Furthermore, variations in price stickiness do not alter the qualitative dynamics of the model but significantly affect the magnitude of responses, with stronger effects observed under flexible price conditions. These results suggest that economies characterized by greater price flexibility exhibit higher responsiveness but lower stability, whereas price stickiness enhances resilience to CBDC shocks.

Keywords: Central bank digital currency, Resilience, Price stickiness, Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE).

JEL Classification: C11, E31, E58.

* **Corresponding Author**: Ali Raeispour Rajabali **E-mail:** raeispour@iauk.ac.ir **Tel:** +989133409351

** **Note:** This article is derived from the doctoral dissertation of *Mehdi Soltaninejad* in Economics at Kerman Branch, Islamic Azad University, Iran.

Cite This Article (APA): Soltani Nejad, M., Raeispour Rajabali, A. & Zayandehroodi, M. (2025). Resilience of Macroeconomic Variables and Environmental Quality under the The Central Bank Digital Currencies (CBDC) Shock. *Journal of Economic Policies and Research*, 5(1), 195-217. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.142933.1227

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63924.html?lang=en

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

Introduction

Central banks have historically fulfilled their mandate by issuing physical currency as a core component of monetary policy. However, the global decline in cash usage, coupled with the rapid expansion of digital payment systems, has fundamentally transformed the monetary landscape. The COVID-19 pandemic has further accelerated the transition toward digital financial instruments.

Simultaneously, the proliferation of digital currencies and non-cash payment mechanisms has introduced new challenges to monetary sovereignty and financial system stability. In response, central banks have increasingly explored the issuance of CBDCs as a complementary form of sovereign money.

CBDCs offer several potential advantages, including enhanced financial inclusion, improved monetary policy transmission, and reduced reliance on illicit financial channels. Nonetheless, they may also pose significant risks, such as increased systemic vulnerability and adverse environmental externalities. Inadequate design and implementation could amplify financial instability and weaken economic resilience.

Given the limited empirical evidence on CBDCs due to their recent emergence, this study aims to contribute to the literature by examining the macroeconomic and environmental implications of CBDC shocks within a DSGE framework.

Methodology

The study employs a calibration-based approach to parameterize the DSGE model. Parameters are selected to minimize the discrepancy between simulated outputs and observed macroeconomic indicators for Iran over the period 2004–2022. The dataset is detrended using constant 2011 prices, applying the Hodrick–Prescott filter ($\lambda = 677$) within the EViews environment.

Results and Discussion

Simulation results demonstrate that a CBDC issuance shock leads to an increase in consumption, non-oil output, and GDP, while inflation responds with a temporal lag. The expansion in economic activity, however, exerts downward pressure on environmental quality.

These outcomes can be attributed to enhanced transaction efficiency and reduced informational frictions associated with CBDC adoption, which stimulate short-term economic activity. Over time, these effects diminish, and inflationary pressures emerge.

Environmental quality is influenced by two countervailing forces: increased production intensifies pollution, whereas CBDC adoption reduces environmental degradation through decreased reliance on physical currency and lower transaction-related emissions. The model results indicate that the adverse effects of increased production dominate.

Conclusion

The analysis reveals that variations in price stickiness do not affect the directional responses of macroeconomic and environmental variables to CBDC shocks but significantly influence their magnitude. Specifically, economies with flexible prices exhibit stronger but less stable responses, whereas price stickiness enhances resilience.

Accordingly, policymakers should consider implementing CBDC frameworks that stimulate aggregate demand while maintaining macroeconomic stability and mitigating environmental impacts.

Additional information

Authors' Contributions

This article is derived from the Doctoral dissertation of ***Mehdi Soltaninejad*** in the field of economics, conducted under the supervision of Dr. **Ali Raispour Rajabali** and with the advisement of Dr. **Mohsen Zayandehroudi**, in the Department of Economics, Kerman Branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran.

Conflict of interest

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

Financial Support

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

Acknowledgements

The authors of this article consider it necessary to acknowledge the moral supporters of their research. They would like to express their sincere gratitude to the Islamic Azad University of Kerman for providing the essential conditions for conducting this research through its moral support. They also wish to thank all those who contributed to enhancing the quality of this article with their constructive comments and guidance. Their support has not only enriched the content of the research but has also served as an additional motivation for the authors.

ORCID

Mehdi Soltaninejad *https://orcid.org/0009-0007-1129-586X*

Ali Raeispour Rajabali *https://orcid.org/0000-0001-6380-0927*

Mohsen Zayandehroodi *https://orcid.org/0000-0001-8109-0455*

نشریه 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 پنجم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۵، صفحات: ۱۹۵ – ۲۱۷

DOI: 10.22034/jepr.2025.142933.1227

مقاله پژوهشی

تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصاد و کیفیت زیست‌محیطی در شرایط مواجهه با تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی (CBDC)**

مهدی سلطانی‌نژاد[۱]، علی رئیس‌پور رجبعلی*[۲]، محسن زاینده‌رودی[۳]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده ادبیات و علوم‌انسانی، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران.

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم‌انسانی، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران.

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم‌انسانی، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۴ *تاریخ بازنگری:* ۱۴۰۴/۰۱/۳۱ *تاریخ پذیرش:* ۱۴۰۴/۰۴/۱۴ *تاریخ انتشار:* ۱۴۰۵/۰۱/۰۱

چکیده

ارز دیجیتال بانک مرکزی، به‌عنوان شکل سوم پول بانک مرکزی، مزایا و تهدیدهای بالقوه‌ای برای عملکرد اقتصاد و کیفیت زیست‌محیطی به همراه دارد. نظر به اهمیت این موضوع، انگیزه مطالعه حاضر طراحی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی باهدف بررسی تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصاد و کیفیت زیست‌محیطی در مواجهه با تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی است. به این منظور، پس از مقداردهی پارامترها بر اساس اطلاعات فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۱:۰۲ – ۱۳۸۳:۰۱، در سناریوهای مختلف و باتوجه‌به درجه چسبندگی قیمت‌ها، شبیه‌سازی الگو انجام شده است. نتایج نشان داد که مصرف، تولید غیرنفتی و تولید کل در پاسخ به تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی افزایش می‌یابند؛ اما تورم با وقفه واکنش نشان می‌دهد. به دلیل افزایش تولید، کیفیت زیست‌محیطی کاهش می‌یابد. علاوه بر این، مقایسه نتایج حاصل از تغییر در درجه چسبندگی اقتصاد، نشان می‌دهد که پویایی تمامی متغیرها در پاسخ به تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی تغییر نکرده است و فقط شدت آن در سناریو عدم وجود چسبندگی قیمت‌ها، شدیدتر است؛ بنابراین، در یک اقتصاد باوجود چسبندگی قیمت‌ها، تاب‌آوری متغیرهای تولید، تورم، مصرف و کیفیت زیست‌محیطی در برابر تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بیشتر است. توصیه می‌شود بانک مرکزی با انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی، ضمن تحریک سمت تقاضای اقتصاد (مصرف)، شرایط افزایش تولید را فراهم نماید.

واژگان کلیدی: ارز دیجیتال بانک مرکزی، تاب‌آوری، چسبندگی قیمت‌ها، تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: C11, E31, E58.

* **نویسنده مسئول:** علی رئیس‌پور رجبعلی آدرس رایانامه: raeispour@iauk.ac.ir تلفن تماس: ۰۹۱۳۳۴۰۹۳۵۱

** **یادداشت:** مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه دکتری *مهدی سلطانی‌نژاد* در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان است.

استناد به مقاله (APA): سلطانی‌نژاد، مهدی، رئیس‌پور رجبعلی، علی و زاینده‌رودی، محسن. (۱۴۰۴). تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصاد و کیفیت زیست‌محیطی در شرایط مواجهه با تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی (CBDC). *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۵(۱)، ۱۹۵-۲۱۷. https://doi.org/10.22034/jepr.2025.142933.1227

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانه نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63924.html

© نویسنده (گان)، ۲۰۲۶. نشریه علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، منتشر شده به‌صورت آنلاین توسط 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

برای قرن‌ها، بانک‌های مرکزی جهت ارائه پول نقد به مردم به‌عنوان بخشی از اهداف سیاست عمومی خود مورد اعتماد بوده‌اند. بااین‌حال، با کاهش استفاده از پول نقد، پرداخت‌های دیجیتال سریع‌تر ظاهر شده و حجم و دامنه آن در سراسر جهان افزایش‌یافته است (Alfar et al., 2023). ازسوی‌دیگر، همه‌گیری کووید-۱۹ احتمالاً روند جایگزینی پول نقد با پول دیجیتال و روش‌های پرداخت جایگزین را تسریع کرد (Bank for International Settlements, 2020). علاوه بر این، استدلال شده است که در عصر دیجیتال، رشد پرداخت‌های غیر نقد و افزایش ارزهای دیجیتال نه‌تنها امتیازات پولی بانک‌های مرکزی را به چالش می‌کشد، بلکه تهدیدهای جدیدی را برای ثبات و یکپارچگی سیستم مالی ایجاد می‌کند (Perret, 2019). این تغییرات و چالش‌های مهم، بانک‌های مرکزی را برانگیخته است تا به تکامل بیشتر انتشار شکل جدیدی از پول مانند ارز دیجیتال بانک مرکزی (CBDC)[1] توجه کند (Barontini & Holden, 2019).

در کنار پول نقد و ذخایر بانکی، ارز دیجیتال بانک مرکزی شکل سومی از پول بانک مرکزی است. بر اساس گزارش شورای آتلانتیک، تا ماه سپتامبر ۲۰۲۴، ۱۳۰ کشور و اتحادیه ارز که ۹۸ درصد از تولید ناخالص داخلی جهانی را تشکیل می‌دهند، در حال بررسی یک ارز دیجیتال بانک مرکزی هستند. در ماه مه ۲۰۲۰، این تعداد تنها ۳۵ کشور بود (Arvidsson et al., 2024). استدلال‌های ارائه شده در مورد انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی موضوعات گسترده‌ای را شامل می‌شود؛ مانند تأثیر احتمالی ارز دیجیتال بانک مرکزی (CBDC) بر کارایی نظام پرداخت، واسطه‌گری ذخایر بانکی، بحران‌های نقدینگی، و مکانیسم انتقال سیاست پولی (Yanagawa & Yamaoka, 2019). پذیرش ارز دیجیتال بانک مرکزی مزایای متعددی برای اقتصاد (Lee et al., 2021; Chuen & Teo, 2021; Barrdear & Kumhof, 2022; Kwonet al., 2022; Williamson, 2022) و به‌ویژه تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصادی دارد (Adrian & Mancini-Griffoli, 2021): یکی از این مزایا، بهبود شمول مالی است (Náñez Alonso et al., 2020; Ozili, 2022; Ahiabenu, 2022; Ozili, 2022) مزایای دیگر عبارت‌اند از: حفظ کنترل بر سیاست‌های پولی و سیاست‌های کلان اقتصادی و کاهش (از طریق اجرای آن) استفاده از سایر ابزارهای پرداخت مربوط به فعالیت‌های غیرقانونی (Ozili, 2022). بااین‌حال، انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی ممکن است تهدیدهای بالقوه‌ای برای بخش‌های مختلف اقتصاد (Kumhof & Noone, 2021; Davoodalhosseini, 2022) و کیفیت زیست‌محیطی (Yang et al., 2023) داشته باشد. در این راستا، پیاده‌سازی نادرست ارز دیجیتال بانک مرکزی می‌تواند ریسک‌های سیستماتیک را افزایش داده و از این مجرا، موجب کاهش تاب‌آوری شود (Brunnermeier et al., 2021) بنابراین، طراحی و اجرای اصولی و ایمن ارز دیجیتال بانک مرکزی برای کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد در برابر تکانه‌ها اهمیت دارد. اگرچه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی توجه مطالعات را در سراسر جهان به خود جلب کرده است، اما کمبود مطالعات تجربی در مورد ارز دیجیتال بانک مرکزی وجود دارد؛ زیرا این مفهوم نسبتاً جدید است.

---

1. The Central Bank Digital Currencies (CBDC).

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران از سال ۱۴۰۱ در حال تجزیه‌وتحلیل فرصت‌ها و تهدیدهای مربوط به انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی است. در این راستا، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران هدف خود را از انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی در آینده، بسترسازی برای توسعه اقتصاد دیجیتال در کشور و پاسخ به نیازمندی‌های مربوط به حوزه پرداخت در اقتصاد دیجیتال، اعلان کرده است. با عنایت به ابعاد وسیع و ماهیت کم‌تر شناخته شده و بین‌رشته‌ای این پدیده، بررسی الزامات و اثرات توسعه ارز دیجیتال بانک مرکزی از لحاظ اقتصادی و زیست‌محیطی ضروری به نظر می‌رسد (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۱۴۰۱).

نظر به اهمیت موارد مطرح شده، انگیزه اصلی این پژوهش، درک اثر تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصادی و زیست‌محیطی با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)[1] است. در الگوی ارز دیجیتال بانک مرکزی طراحی شده، تابع مطلوبیت نسبت به مصرف افزایشی و نسبت به ساعات کار کاهشی است؛ بنابراین اثر تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر روی مصرف، تولید و تورم، تاب‌آوری اقتصاد را نشان می‌دهد. در این الگو، پاسخ متغیرهای مصرف، تولید و تورم به درجه چسبندگی‌های موجود در اقتصاد وابسته است. به‌عبارت‌دیگر، باتوجه‌به تعریف تاب‌آوری - چگونگی برگشت تولید به سطح بلندمدت خود پس از مواجهه با تکانه، پارامتر چسبندگی قیمت، عامل تعیین‌کننده تاب‌آوری اقتصاد به شمار می‌روند (گلدوست و همکاران، ۱۳۹۸)؛ بنابراین نوآوری اصلی این پژوهش، شبیه‌سازی اثر تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر متغیرهای مصرف، تولید، تورم در سطوح مختلف چسبندگی قیمت‌ها (در قالب دو الگوی کینزی جدید[2] و ادوار تجاری حقیقی[3] که در الگوی اول یا پایه، مقدار چسبندگی قیمت‌ها غیرصفر و در الگوی دوم، مقدار چسبندگی قیمت‌ها نزدیک به صفر در نظر گرفته شده) است. علاوه بر این، ارزیابی پایداری زیست‌محیطی در مواجهه با تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی، نوآوری دیگر پژوهش حاضر است. در این راستا، سؤالات پژوهش به‌صورت ذیل ارائه شده است:

۱) در الگوی کینزی جدید، تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی چگونه مصرف را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟

۲) در یک الگوی کینزی جدید، تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی چگونه تولید را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟

۳) در یک الگوی کینزی جدید، تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی چگونه تورم را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟

۴) در یک الگوی کینزی جدید، تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی چگونه کیفیت زیست‌محیطی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد؟

۵) آیا در چارچوب یک الگوی ادوار تجاری حقیقی، تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی پویایی‌های مصرف، تولید، تورم و کیفیت زیست‌محیطی را تغییر می‌دهد؟

یافته‌های این پژوهش، اطلاعات ارزشمندی را در اختیار سیاست‌گذاران اقتصادی و تصمیم‌گیران حوزه زیست‌محیطی در شناسایی نقاط قوت و ضعف انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی قرار می‌دهد.

---

1. The Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE).
2. New Keynesian (NK).
3. Real Business Cycle (RBC).

ادامه پژوهش به این شرح سامان‌دهی شده است: در بخش دوم و سوم، به ترتیب، مبانی نظری و پیشینه تجربی مرتبط با موضوع مرور شده است؛ بخش چهارم به توصیف الگوی پژوهش اختصاص‌یافته است؛ در بخش پنجم توابع ضربه - پاسخ به تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی ارائه شده است؛ جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها بخش آخر پژوهش حاضر است.

۲. ادبیات‌پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

نوآوری مالی در دهه گذشته پس از ظهور فناوری مالی (فین‌تک[1]) به‌سرعت رشد کرده است. این توسعه سریع، رفتار انسان را در چندین جنبه از جمله انجام معاملات مالی (Ashworth & Goodhart, 2020) و بهبود شمول مالی (Allen et al., 2022) به طور قابل‌توجهی تغییر داده است. رمزارز که به‌عنوان یک ارز دیجیتال شناخته می‌شود، از سال ۲۰۱۷ تا ۲۰۲۱ به طور فزاینده‌ای محبوب شد. بااین‌حال، عرضه محدود ارز دیجیتال در مقایسه با تقاضای آن، منجر به افزایش قیمت ارزهای دیجیتال و دارایی‌های با پشتوانه رمزارز شد (Katsiampa et al., 2019). این موضوع باعث شد که ارز دیجیتال به یک دارایی ارزشمند و سودآور تبدیل شود. علاوه بر این، نوسانات بالای ارزهای دیجیتال (عمدتاً به دلیل تغییرات تقاضا) باعث شد که استفاده از آن به‌عنوان وسیله مبادله، غیرقابل‌اعتماد شود (Ozili, 2022)؛ بنابراین، هدف بانک‌های مرکزی انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی به‌عنوان یک ارز دیجیتال جایگزین با ریسک‌های کمتر و قابلیت اطمینان بیشتر در مقایسه با سایر ارزهای دیجیتال است تا به چالش‌های بازار ارزهای دیجیتال پاسخ دهند.

صندوق بین‌المللی پول (IMF)[2] ارز دیجیتال بانک مرکزی را به‌عنوان یک‌شکل دیجیتال قابل‌دسترسی گسترده از ارز فیات یک کشور تعریف می‌کند که می‌تواند یک ادعای قانونی برای بانک مرکزی باشد. به‌عبارت‌دیگر، ارز دیجیتال بانک مرکزی به‌عنوان پول دیجیتالی شناخته می‌شود که توسط بانک مرکزی یا بدهی بانک‌های مرکزی انتشاردهنده پشتیبانی و تخصیص می‌یابد (Chorzempa, 2021; Kiff et al., 2022). علاوه بر این، یک بانک مرکزی می‌تواند یک ارز دیجیتال بانک مرکزی با ویژگی‌های مشابه با پول نقد، سپرده‌های بانکی و دارایی‌های دارای بهره طراحی کند (Agur & Dell'Ariccia, 2022). اخیراً ارز دیجیتال بانک مرکزی در سراسر جهان موردتوجه قرار گرفته است، بااین‌حال، معرفی ارز دیجیتال بانک مرکزی از نظر ملاحظات قانونی، تکنولوژیکی و سیاسی چالش‌برانگیز است (Chen & Siklos, 2022).

بسته به نحوه طراحی ارز دیجیتال بانک مرکزی، انتشار آن می‌تواند تاب‌آوری اقتصاد را تحت‌تأثیر قرار دهد: ۱) تولید، تورم و مصرف شرایط پایدار را از طریق سه مجرا افزایش می‌دهد: الف) کاهش در نرخ‌های بهره واقعی، به دلیل کاهش مقدار بدهی‌های معوق و جایگزینی آن با ارز دیجیتال بانک مرکزی با بهره کم؛ ب) کاهش در مالیات‌های تحریفی در نتیجه هزینه کم‌تر تأمین مالی دولت؛ و ج) کاهش هزینه‌های مبادله به دلیل افزایش

1. Fintech
2. International Monetary Fund (IMF)

نقدینگی در کل اقتصاد. ۲) ارز دیجیتال بانک مرکزی تثبیت ادوار تجاری را از طریق دسترسی سیاست‌گذاران به ابزار مقدار یا نرخ بهره ارز دیجیتال بانک مرکزی، بهبود می‌بخشد. ۳) ملاحظات ثبات مالی معمولاً به انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی نیز کمک می‌کند، مشروط بر این‌که ترتیبات انتشار به‌خوبی طراحی شده باشد (Barrdear & Kumhof, 2021).

ازسوی‌دیگر، اگرچه ارزهای دیجیتال بانک مرکزی ارزهای رمزنگاری شده نیستند، اما عملکرد آن‌ها نیاز به استفاده از انرژی دارد. انتشار دی‌اکسیدکربن و سایر گازهای آلاینده عواملی هستند که بر پایداری ارز دیجیتال بانک مرکزی تأثیر می‌گذارد. در این راستا، کشورهایی که منابع تولید برق پاک‌تری دارند، می‌توانند ارز دیجیتال بانک مرکزی خود را به شیوه‌ای پایدارتر مدیریت کنند (Náñez Alonso, 2023). یانگ و همکاران (۲۰۲۳) در مطالعه خود بیان می‌کنند که " ارز دیجیتال بانک مرکزی انتشار دی‌اکسید گوگرد و اکسید نیتروژن را کاهش می‌دهد". به‌صورت مشابه، دینگ و همکاران (۲۰۲۲) تأکید کردند که در تحت شرایط خاصی، فعالیت مالی دیجیتال می‌تواند ظرفیت کاهش دی‌اکسیدکربن را بهبود بخشد. در مجموع، همان‌طور که اوزیلی (۲۰۲۲) خاطرنشان می‌کند، ظهور ارزهای دیجیتال بانک مرکزی به بانک‌های مرکزی فرصتی را ارائه می‌دهد تا سهم مهمی در گذار به سمت یک اقتصاد چرخه‌ای، پایدار و درجه تاب‌آوری بالاتر داشته باشند. بانک‌های مرکزی می‌توانند از دو طریق در گذار به اقتصاد چرخه‌ای مشارکت کنند: ۱) با در دسترس قراردادن ارز دیجیتال بانک مرکزی برای کسب‌وکارهای چرخه‌ای و دیگر بازیگران اقتصاد چرخه‌ای و ۲) با بررسی این‌که چگونه ویژگی‌های طراحی ارز دیجیتال بانک مرکزی می‌تواند از اهداف اقتصاد چرخه‌ای پشتیبانی کند.

مفهوم تاب‌آوری برای اولین مرتبه توسط بوم‌شناسان حدود ۵۰ سال پیش مطرح شد (Holling, 1973). این مفهوم برای پدیده‌های کوتاه‌مدت (Rose, 2004; Bruneau et al., 2003) و بلندمدت، مانند تغییرات آب‌وهوایی (Timmerman, 1981; Dovers & Handmer, 1992) مطرح شد. تاب‌آوری می‌تواند در سه سطح انجام شود:

- اقتصاد خرد: رفتار فردی بنگاه‌ها، خانوارها یا سازمان‌ها؛
- اقتصاد بخشی: بخش اقتصادی، بازار فردی یا گروه تعاونی؛
- اقتصاد کلان: همه بخش‌ها و بازارها با هم ترکیب و آثار تعاملی در نظر گرفته می‌شود (Rose, 2007).

تاب‌آوری اقتصادی به‌عنوان توانایی اقتصاد ناشی از سیاست برای مقاومت یا بازیابی از آثار تکانه‌های برون‌زا تعریف می‌شود. در این راستا، شاخصی از تاب‌آوری اقتصادی پیشنهاد شده است که کفایت سیاست‌ها را در چهار حوزه گسترده، یعنی ثبات اقتصاد کلان، کارایی بازار اقتصاد خرد، حکمرانی خوب و توسعه اجتماعی اندازه‌گیری می‌کند (Briguglio, 2008). برخی از مفاهیم مورداستفاده در شاخص تاب‌آوری بایستی بااحتیاط مورداستفاده قرار گیرد؛ انتخاب متغیرهایی که شاخص را تشکیل می‌دهند تا حدودی ذهنی است. بررسی دقیق‌تری از این معیارها در بریگوگلیو و گالیا[1] (۲۰۰۳) و فروگیا[2] (۲۰۰۷) ارائه شده است. در این مطالعه، پارامتر چسبندگی قیمت‌ها به‌عنوان عامل تعیین‌کننده تاب‌آوری استفاده شده است.

1. Briguglio & Galea (2003)
2. Farrugia (2007)

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

محمودی و همکاران (۱۴۰۳) در بررسی اثر انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر تغییرات سیاست‌های پولی ایران طی دوره ۱۳۹۹-۱۳۸۵ از روش پویایی سیستم استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داد که با انتشار ارز دیجیتال، ضریب فزاینده پول کاهش پیدا کرده و میزان عرضه پول را کاهش می‌دهد. ازسوی‌دیگر، ارز دیجیتال بانک مرکزی به دلیل شباهت ماهیت با اسکناس و مسکوک، می‌تواند قدرت خلق نقدینگی را توسط بانک‌ها کاهش دهد[۱]، بنابراین بانک مرکزی می‌تواند از این ابزار، به‌عنوان سیاست پولی انقباضی جهت کنترل تورم استفاده کند.

سلطانی‌نژاد و همکاران (۱۴۰۳) به تحلیل اثر گسترش ارز دیجیتال بانک مرکزی بر تاب‌آوری اقتصاد ایران با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و داده‌های فصلی در دوره زمانی ۱۴۰۱:۲-۱۳۸۳:۱ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد افزایش انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی، موجب افزایش نرخ بهره ارز دیجیتال بانک مرکزی و کاهش نرخ بهره حقیقی می‌شود که افزایش تولید ناخالص داخلی به همراه دارد. افزایش تولید، به کاهش تورم و افزایش نرخ ارز حقیقی و ذخایر خارجی بانک مرکزی منجر می‌شود. علاوه بر این، نظر به افزایش شفافیت در اقتصاد و کاهش هزینه مبادله، مخارج دولت و نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی کاهش‌یافته است. کاهش تورم و نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، و افزایش ذخایر خارجی بانک مرکزی به افزایش تاب‌آوری اقتصادی منجر شده است.

اسفندیار و محمدی (۱۴۰۲) به ارزیابی آثار اقتصادی انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی طی دوره زمانی ۱۴۰۰:۴-۱۳۸۸:۱ برای ایران پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی ضمن متنوع‌سازی ابزارهای بانک مرکزی، موجب ارتقای اثرگذاری سیاست‌های پولی در صورت وقوع تکانه‌های بیرونی (طرف عرضه و تقاضا) می‌گردد.

سکوتی و همکاران (۱۴۰۱) اثر انتشار ارز دیجیتال بیت‌کوین بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان را طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۱۰ بررسی کردند. به این منظور، از رهیافت غیرخطی الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده استفاده کردند. نتایج حاکی از اثر مثبت ارز دیجیتال بر رشد اقتصادی است.

آباد و همکاران[۲] (۲۰۲۴) به بررسی تأثیر ارز دیجیتال بانک مرکزی بر چارچوب عملیاتی سیاست پولی و کل اقتصاد کلان منطقه یورو در دوره ۲۰۱۹-۱۹۹۹ پرداختند. برای این منظور، یک الگوی کینزی جدید با بانک‌های ناهمگون، یک بازار بین‌بانکی اصطکاکی (عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک اعتباری)، یک بانک مرکزی با تسهیلات سپرده‌گذاری و وام‌دهی و ترجیحات خانوار برای دارایی‌های نقدی مختلف طراحی کردند. نتایج نشان داد که پذیرش ارز دیجیتال به معنای کاهش تقریباً معادل سرمایه‌گذاری سپرده بانک‌ها است. بااین‌حال، این مشکل، تأثیر نسبتاً کمی بر وام‌دهی بانک‌ها به اقتصاد واقعی و بر سرمایه‌گذاری کل و تولید ناخالص داخلی دارد.

---

۱. هنگامی‌که بخش خصوصی به‌جای نگه‌داری پول در حساب‌های بانکی، ارز دیجیتال بانک مرکزی را انتخاب می‌کنند، این امر موجب کاهش سپرده‌های بانکی می‌شود. از آن‌جا که یکی از منابع اصلی اعطای وام، سپرده‌های بانکی است، کاهش سپرده‌ها می‌تواند به کاهش توانایی بانک‌ها در خلق نقدینگی منجر شود.

2. Abad et al. (2024)

نانز آلونسو[1] (۲۰۲۳) در مطالعه خود باهدف پاسخگویی به این سؤال که آیا ارزهای دیجیتال بانک مرکزی می‌توانند سبز و پایدار باشند؟ نمونه‌ای از ۳۴ کشور یا حوزه ارزی را در دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۵ مورد بررسی قرار دادند. در واقع، آن‌ها، درصد ارزهای دیجیتال بانک مرکزی را که می‌توانند سبز یا پایدار در نظر گرفته شوند باتوجه‌به هر کشور یا منطقه ارزی محاسبه کردند. در این راستا، آن‌ها یک الگوی رگرسیون خطی طراحی کردند که در آن، برای هر امتیازی که یک کشور به دست می‌آورد، یک واحد پولی انتشاریافته در قالب ارز دیجیتال بانک مرکزی سبز/پایدار[2] در نظر گرفته شده است. این امتیازها بر اساس چهار متغیر قیمت برق برای خانوارها و مشاغل، تولید برق تجدیدپذیر و انتشار CO_2 تنظیم می‌شود. نتایج نشان می‌دهد کشورهایی که می‌توانند درصد بیشتری از ارزهای دیجیتال بانک مرکزی سبز/پایدار در گردش انتشار دهند، کشورهای منطقه یورو و بریتانیا خواهند بود.

یه و همکاران[3] (۲۰۲۳) به ارزیابی نقش عدم تقارن در تعیین رابطه بین بلاک‌چین[4] و سرمایه‌گذاری سبز با شرایط زیس -محیطی با استفاده از تکنیک خود توضیح برداری با وقفه توزیعی غیرخطی (NARDL)[5] پرداخته‌اند. به این منظور آن‌ها از داده‌های ایالات متحده آمریکا در بازه زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۰ استفاده کردند یافته‌ها نشان می‌دهد که رابطه نامتقارن بین ارزهای رمزنگاری شده و مصرف سوخت زیستی در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد. به طور مشابه، عدم تقارن بین استفاده از انرژی تجدیدپذیر و مصرف سوخت زیستی نیز وجود دارد.

سیاری‌فودین و بختیار[6] (۲۰۲۲)، به بررسی آثار اقتصادی انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اندونزی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۶ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که ارز دیجیتال بانک مرکزی تعدادی از مزایای اقتصادی کلان را ارائه می‌دهد. هزینه مبادله کم‌تری که توسط ارز دیجیتال بانک مرکزی ارائه می‌شود، خانوارها را تشویق می‌کند تا با استفاده از ارز دیجیتال بانک مرکزی بیشتر مصرف کنند و در نتیجه خرید با پول نقد را کاهش می‌دهند. علاوه بر این، قیمت کالاهای شمارش شده در ارز دیجیتال بانک مرکزی کاهش یافت، درحالی‌که شاخص عمومی قیمت تقریباً در حالت ثابت است که منجر به کاهش جزئی تورم می‌شود.

ریورا مورنو و تریانا مونتانو[7] (۲۰۲۲)، به بررسی ارز دیجیتال بانک مرکزی در کلمبیا با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی طی دوره زمانی ۲۰۱۹:۴-۲۰۰۷:۱ پرداختند. آن‌ها چگونگی رفتار چرخه تجاری یک اقتصاد درحال‌توسعه تحت‌تأثیر انتشار این نوع پول به‌عنوان ابزار سیاست پولی را موردمطالعه قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که ارز دیجیتال بانک مرکزی توانایی بهبود اثربخشی سیاست پولی را دارد و بسته به ماهیت تکانه، واکنش متغیرهای مربوطه ممکن است تقویت یا کاهش یابد.

---

1. Náñez Alonso (2023)
۲. CBDC سبز بر خلاف نوع عادی آن، به ملاحظات زیست‌محیطی (انتشار CO2، تولید برق از منابع تجدیدپذیر و غیره) توجه دارد.
3. Ye et al. (2023)
4. Blockchain
5. The Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL)
6. Syarifuddin & Bakhtiar (2022)
7. Rivera Moreno & Triana Montaño (2022)

۲-۳. نوآوری پژوهش

مرور ادبیات نشان می‌دهد که در مطالعات انجام شده، اثر انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر تاب‌آوری اقتصادی (کسری بودجه دولت، ذخایر خارجی بانک مرکزی، وضعیت سلامت) بررسی شده است، اما اثر این تکانه بر تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصاد (تولید، تورم و مصرف) و شرایط زیست‌محیطی موردتوجه قرار نگرفته است؛ بنابراین، سهم اصلی این مطالعه در ادبیات موجود، ارزیابی اثر انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصاد و شرایط زیست‌محیطی ایران در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. توصیف الگو

ترجیحات خانوارها در تابع مطلوبیت، شامل دنباله‌ای از مصرف حقیقی C_t، مانده‌های حقیقی پول m_t و مانده‌های حقیقی ارز دیجیتال بانک مرکزی dc_t، عرضه کار N_t و کیفیت زیست‌محیطی Q_t است. هر خانوار، مطلوبیت انتظاری دوران زندگی خود را حداکثر می‌کند:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ {C_t^{1-\sigma_c}}/{1-\sigma_c} + \left({\psi_m}/{1-\sigma_m}\right) m_t^{1-\sigma_m} + \left({\psi_d}/{1-\sigma_d}\right) dc_t^{1-\sigma_d} - \psi_n N_t + \psi_q Q_t \right\} \quad (۱)$$

که در آن E_0 ارزش انتظاری عملگر، $0 < \beta < 1$ عامل تنزیل تابع مطلوبیت، ψ_n، ψ_q، ψ_m و ψ_d به ترتیب پارامتر عدم ترجیحات عرضه کار، وزن کیفیت زیست‌محیطی، وزن مانده‌های حقیقی پول و ارز دیجیتال بانک مرکزی در تابع مطلوبیت خانوار است. علاوه بر این، σ_c معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، σ_m و σ_d ضریب مرتبط با کشش تقاضای پول و ارز دیجیتال بانک مرکزی است.

موجودی سرمایه اقتصاد بر اساس قانون حرکت ذیل تکامل می‌یابد:

$$K_{t+1} = (1-\delta^k)K_t + I_t \quad (۲)$$

که در آن، K_t موجودی سرمایه، I_t سرمایه‌گذاری و δ^k نرخ استهلاک سرمایه است. براین‌اساس، هر خانوار با محدودیت بودجه ذیل مواجه است:

$$w_t.N_t + r_t^k.K_t + (1-\delta^k)K_t + {m_{t-1}}/{\pi_t} + R_{t-1}^b\, {b_{t-1}}/{\pi_t} + R_{t-1}^d\, {dc_{t-1}}/{\pi_t} + D_t - C_t - K_{t+1} - m_t - dc_t - b_t - Tax_t \geq 0 \quad (۳)$$

که در آن، w_t نرخ حقیقی دستمزد، r_t^k نرخ حقیقی اجاره سرمایه، R_{t-1}^b نرخ بهره اوراق مشارکت، R_{t-1}^d نرخ بهره ارز دیجیتال بانک مرکزی، $\pi_t = {p_t}/{p_{t-1}}$ نرخ تورم (ناخالص)، b_t اوراق مشارکت، D_t سود حقیقی سهام و Tax_t خالص مالیاتی یکجا است.

حداکثرسازی تابع مطلوبیت نسبت به محدودیت بودجه، منجر به استخراج شرایط مرتبه اول خانوار می‌شود:

$$C_t: \quad \lambda_t = {1}/{C_t^{\sigma_c}} \quad (۴)$$

$$N_t: \quad \lambda_t.w_t = \psi_n \quad (۵)$$

$$K_{t+1}: \quad \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1}\{r_{t+1}^k + (1-\delta^k)\} \quad (۶)$$

$$m_t: \quad \lambda_t = \left(\psi_m / m_t^{\sigma_m}\right) + \beta E_t \lambda_{t+1} \left(1/\pi_{t+1}\right) \tag{۷}$$

$$dc_t: \quad \lambda_t = \left(\psi_d / dc_t^{\sigma_d}\right) + \beta E_t \lambda_{t+1} \left(R_t^d / \pi_{t+1}\right) \tag{۸}$$

$$b_t: \quad \beta E_t \left(\lambda_{t+1} / \lambda_t\right) = \pi_{t+1} / R_t \tag{۹}$$

با حل هم‌زمان رابطه ۴ و ۹، معادله اولر مصرف استخراج شده است:

$$\beta \left\{ \left(C_t^{\sigma_c} / C_{t+1}^{\sigma_c} \right) \left(R_t^b / \pi_{t+1} \right) \right\} = 1 \tag{۱۰}$$

حل هم‌زمان رابطه ۶ و ۹، معادله فیشر را نتیجه می‌دهد:

$$R_t^b / \pi_{t+1} = \{ r_{t+1}^k + (1 - \delta^k) \} \tag{۱۱}$$

باتوجه‌به معادله‌های ۷ و ۹، معادله تقاضای پول استخراج شده است:

$$\psi_m / m_t^{\sigma_m} = 1 / C_t^{\sigma_c} \left\{ R_t^b - 1 / R_t^b \right\} \tag{۱۲}$$

حل هم‌زمان رابطه ۸ و ۹، معادله تقاضای ارز دیجیتال بانک مرکزی را نتیجه می‌دهد:

$$\psi_d / dc_t^{\sigma_d} = 1 / C_t^{\sigma_c} \left\{ R_t^b - R_t^d / R_t^b \right\} \tag{۱۳}$$

الف – بنگاه‌ها

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی بر اساس یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) کالاهای واسطه‌ای را ترکیب می‌کند:

$$Y_t \leq \int_0^1 [Y_{jt}^{\frac{\psi-1}{\psi}} dj]^{\frac{\psi}{\psi-1}}, \ \psi > 1 \tag{۱۴}$$

در این تابع، ψ کشش جانشینی ثابت بین کالاهای واسطه‌ای است. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی باتوجه‌به قیمت اسمی (P_t) محصول خود، میزان استفاده از کالای واسطه‌ای (Y_{jt}) را به‌گونه‌ای تعیین می‌کند که سودش حداکثر شود:

$$P_t Y_t - \int_0^1 P_{jt} Y_{jt} \, dj \tag{۱۵}$$

در رابطه ۱۵، Y_t از رابطه ۱۴ جای‌گذاری‌شدن و شرط حداکثرسازی سود تولیدکننده کالای نهایی حاصل می‌شود:

$$Y_{jt} = \left(\frac{P_{jt}}{P_t}\right)^{-\psi} . Y_t \tag{۱۶}$$

رابطه ۱۶، تابع تقاضای دیکسیت - استیگلیتز برای کالای واسطه‌ای j است که با قیمت‌های نسبی رابطه معکوس و با محصول نهایی رابطه مستقیم دارد. شاخص قیمت کالای نهایی به‌صورت ذیل است:

$$P_t = [\int_0^1 P_{jt}^{(1-\psi)} dj]^{\frac{1}{1-\psi}} \tag{۱۷}$$

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای با استفاده از نیروی کار N_t، سرمایه فیزیکی K_{jt}، فناوری کل A_t، کالاهای ناهمگن j تولید می‌کنند:

$$Y_{jt} = A_t K_{jt}^{\alpha} (N_t)^{1-\alpha} \tag{۱۸}$$

A_t فناوری مشترک میان بنگاه‌های واسطه‌ای است و از یک فرایند خود توضیح مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$ln\left(\frac{A_t}{\bar{A}}\right) = \rho_a ln\left(\frac{A_{t-1}}{\bar{A}}\right) + \varepsilon_t^a, \qquad \varepsilon_t^a \sim N(0, \sigma_a^2) \tag{۱۹}$$

حداقل‌سازی هزینه بنگاه نسبت به تابع تولید، تقاضای کار و هزینه نهایی حقیقی را نتیجه می‌دهد:

$$w_t/r_t^k = \left\{(1-\alpha)/\alpha\right\} K_t/N_t \tag{۲۰}$$

$$mc_t = \left(1/A_t\right)\left(w_t/(1-\alpha)\right)^{(1-\alpha)}\left(r_t^k/\alpha\right)^{\alpha} \tag{۲۱}$$

در رابطه ۲۱، mc_t هزینه نهایی حقیقی است. بنگاه قیمت خود را به‌گونه‌ای تعدیل می‌کند که ارزش تنزیل یافته سود حداکثر شود. در هر دوره، نسبت $1-\theta$ بنگاه‌ها می‌توانند قیمت خود را به‌صورت بهینه تعیین کنند. دیگر بنگاه‌ها قیمت خود را بر اساس تورم دوره گذشته با استفاده از پارامتر $\gamma_p \epsilon [0,1]$ شاخص‌بندی می‌کنند. با حداکثرسازی ارزش تنزل‌یافته سود بنگاه، معادله منحنی فیلیپس تلفیقی کینزی جدید به‌صورت خطی استخراج می‌شود:

$$\hat{\pi}_t = \left[\gamma_p/(1+\beta\gamma_p)\right]\hat{\pi}_{t-1} + \left[\beta/(1+\beta\gamma_p)\right]\hat{\pi}_{t+1} + \left[(1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta(1+\beta\gamma_p)\right](\widehat{mc_t}) \tag{۲۲}$$

ب - بخش خارجی

در این الگو، صادرات فقط شامل صادرات نفت است. بر اساس فرض، درآمدهای حاصل از صادرات نفت از یک فرایند خود توضیح مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$ln\left(\frac{O_t}{\bar{O}}\right) = \rho_o ln\left(\frac{O_{t-1}}{\bar{O}}\right) + \varepsilon_t^o, \qquad \varepsilon_t^o \sim N(0, \sigma_o^2) \tag{۲۳}$$

علاوه بر این، رابطه تراز پرداخت‌ها (حقیقی) به‌صورت ذیل است:

$$re_t.fr_t = \left(re_t.fr_{t-1}/\pi_t^f\right) + re_t.\omega.O_t \tag{۲۴}$$

fr_t خالص ذخایر خارجی حقیقی بانک مرکزی، re_t نرخ ارز حقیقی، ω سهمی از درآمدهای نفتی است که دولت به‌صورت مستقیم به بانک مرکزی می‌فروشد و π_t^f سطح تورم خارجی است که از یک فرایند خود توضیح مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$ln\left(\frac{\pi_t^f}{\bar{\pi^f}}\right) = \rho_o ln\left(\frac{\pi_{t-1}^f}{\bar{\pi^f}}\right) + \varepsilon_t^{\pi^f}, \qquad \varepsilon_t^{\pi^f} \sim N\left(0, \sigma_{\pi^f}^2\right) \tag{۲۵}$$

ج - دولت و بانک مرکزی

دولت مخارج خود را از محل درآمدهای نفتی O_t، مالیات Tax_t، انتشار اوراق مشارکت b_t و خلق پول da_t تأمین مالی می‌کند. قید بودجه پویای دولت به‌صورت ذیل معرفی می‌شود:

$$G_t + R_{t-1}^b b_{t-1}/\pi_t + R_{t-1}^d dc_{t-1}/\pi_t = Tax_t + re_t.\omega.O_t + (da_t - da_{t-1}) + b_t + dc_t \tag{۲۶}$$

بر اساس فرض، مخارج دولت و خلق پول داخلی به ترتیب از روابط ۲۷ و ۲۸ تبعیت می‌کنند:

$$ln\left(\frac{G_t}{\bar{G}}\right) = \rho_g ln\left(\frac{G_{t-1}}{\bar{G}}\right) + \varepsilon_t^g, \qquad \varepsilon_t^g \sim N\left(0, \sigma_g^2\right) \tag{۲۷}$$

$$da_t = \left(da_{t-1}/\pi_t\right) + (1-\omega)re_t.O_t \tag{۲۸}$$

در راستای معرفی مقام پولی، ترازنامه بانک مرکزی به‌صورت رابطه ذیل معرفی می‌شود:

$$m_t + dc_t = da + re_t . fr_t \quad (۲۹)$$

بانک مرکزی، عرضه حقیقی پول را در هر دوره با نرخ رشد γ مدیریت می‌کند:

$$\gamma_t = \frac{M_t/P_t}{M_{t-1}/P_t} = \frac{M_t/P_t}{M_{t-1}/P_{t-1}} . \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}} . \pi_t \quad (۳۰)$$

در این راستا، بانک مرکزی قاعده ذیل را برای نرخ رشد γ اتخاذ می‌کند:

$$\frac{\gamma_t}{\bar{\gamma}} = \left(\frac{\gamma_{t-1}}{\bar{\gamma}}\right)^{\rho_\gamma} \left[\left(\frac{\pi_{t-1}}{\bar{\pi}}\right)^{\lambda^\pi} \left(\frac{GDP_{t-1}}{\overline{GDP}}\right)^{\lambda^g}\right] Sm_t \quad (۳۱)$$

λ^π ضریب اهمیت تورم و λ^g ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی و Sm_t تکانه سیاست پولی است. همچنین، بانک مرکزی عرضه ارز دیجیتال خود را بر اساس قاعده ذیل مدیریت می‌کند:

$$dc_t = \rho_{dc} dc_{t-1} + (1 - \rho_{dc})[\phi_d . Sd_t . GDPss] \quad (۳۲)$$

ρ_{dc} پارامتر ماندگاری (هموارسازی) عرضه ارز دیجیتال بانک مرکزی، $\phi_d . GDPss$ مقدار باثبات ارز دیجیتال بانک مرکزی و Sd_t تکانه سیاست انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی است.

د- کیفیت زیست‌محیطی

کیفیت زیست‌محیطی در طول زمان بر اساس رابطه ذیل تعدیل می‌یابد (Angelopoulos et al, 2013):

$$Q_{t+1} = (1 - \delta^q)\bar{Q} + \delta^q Q_t - Po_t + \upsilon . Gov_t \quad (۳۳)$$

که در آن، Q_{t+1} کیفیت زیست‌محیطی در زمان $t+1$، $\bar{Q}$ کیفیت محیط‌زیست بدون آلودگی، δ^q میزان پایداری زیست‌محیطی و υ درصد مخارج محافظت از محیط‌زیست به کل مخارج دولت است. جریان آلودگی Po_t به‌عنوان محصول جانبی فرایند تولید در نظر گرفته شده است:

$$Po_t = Z_t Y_t - \eta . dc_t \quad (۳۴)$$

Z_t شاخص فناوری آلودگی با میزان نسبت انتشار آلودگی به تولید است که از یک فرایند خود توضیح مرتبه اول پیروی می‌کند. η درصدی از انتشار dc است که موجب کاهش آلودگی می‌شود.

نوآوری دیگر پژوهش حاضر، اضافه نمودن ارز دیجیتال بانک مرکزی به رابطه ۳۴ است. درحالی‌که شبکه کارت کم‌ترین اثر زیست‌محیطی را از منظر مصرف انرژی دارد[۱]، ارز دیجیتال بانک مرکزی روش پرداختی است که از بیشترین شباهت و زیرساخت به آن، برخوردار است. ازآنجایی‌که مشروعیت ارز دیجیتال بانک مرکزی توسط اعتماد بانک‌های مرکزی پشتیبانی می‌شود، ارز دیجیتال بانک مرکزی نیازی به اثبات مشروعیت از طریق ساختار تکنولوژیکی خود ندارد؛ بنابراین، ارز دیجیتال بانک مرکزی به اجماع انرژی فشرده یا سازوکارهای استخراج مورداستفاده توسط یک ارز دیجیتال نیاز ندارد، بنابراین مصرف انرژی آن کم‌تر است (در مقایسه با سیستم کارت اعتباری) (Lee & Park, 2022).

---

۱. شبکه کارت یا کارت بانک که به سیستم‌های الکترونیکی انجام تراکنش مالی اطلاق می‌شود به دلایل: کاهش مصرف کاغذ، کاهش سفرهای حضوری، مدیریت زباله و غیره، اثرات مثبت بر کیفیت زیست‌محیطی دارد.

جدول ۱: مقداردهی پارامترهای الگو

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
β	فاکتور تنزیل	۰/۹۷	بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)
α	سهم سرمایه در تولید	۰/۵	پاشازانوس و همکاران (۱۳۹۹)
δ^k	نرخ استهلاک سرمایه	۰/۰۱۴	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ψ_n	عدم ترجیحات عرضه کار	۳/۲۵	پاشازانوس و همکاران (۱۳۹۹)
ψ_m	وزن مانده حقیقی پول در تابع مطلوبیت	۰/۰۳۷	تنظیم[۱]
ψ_d	وزن مانده حقیقی CBDC در تابع مطلوبیت	۰/۱۲۵	تنظیم
σ^c	معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۵۷۱	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ^m	ضریب مرتبط با کشش تقاضای پول	۲/۳۹	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
σ^d	ضریب مرتبط با کشش تقاضای CBDC	۱/۵	تنظیم
γ_p	پارامتر چسبندگی قیمت	۰/۵۱ −۱	سناریوسازی
θ	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	۰/۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
λ^π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی	−۱/۰۷	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
λ^g	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل بانک مرکزی	−۲/۳۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
δ^q	میزان پایداری زیست‌محیطی	۰/۰۷	هراتی و همکاران (۱۳۹۳)
ϕ_d	میزان انتشار CBDC درصد از GDP	۰/۲	تنظیم
ν	درصد مخارج محافظت از محیط‌زیست به کل مخارج دولت	۰/۰۱	رستم‌زاده و نصیرآبادی (۱۳۹۶)
η	پارامتر آلودگی مرتبط با انتشار CBDC	۰/۰۱	تنظیم
ρ_a	ضریب فرایند خود توضیح بهره‌وری	۰/۷۵	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)
ρ_g	ضریب فرایند خود توضیح مخارج دولت	۰/۶۶	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)
ρ_o	ضریب فرایند خود توضیح درآمدهای نفتی	۰/۴۴	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)
ρ_{sm}	ضریب فرایند خود توضیح تکانه سیاست پولی	۰/۷۹	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)
ρ_{sd}	ضریب فرایند خود توضیح تکانه عرضه CBDC	۰/۶	تنظیم
ρ_{π^*}	ضریب فرایند خود توضیح تورم هدف	۰/۸	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)
ρ_{π^f}	ضریب فرایند خود توضیح تورم خارجی	۰/۷۸	حسینی و اصغرپور (۱۴۰۰)
ε_t^a	خطای استاندارد تکانه بهره‌وری	۰/۰۵	———
ε_t^g	خطای استاندارد تکانه مخارج دولت	۰/۰۵	———
ε_t^o	خطای استاندارد تکانه درآمدهای نفتی	۰/۰۵	———
ε_t^{sm}	خطای استاندارد تکانه سیاست پولی	۰/۰۵	———
ε_t^{sd}	خطای استاندارد تکانه عرضه CBDC	۰/۰۵	———
$\varepsilon_t^{\pi^*}$	خطای استاندارد تکانه تورم هدف	۰/۰۵	———
$\varepsilon_t^{\pi^f}$	خطای استاندارد تکانه تورم خارجی	۰/۰۵	———

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. این پارامتر به نحوی تنظیم شده است که از یک‌سو مبتنی بر مبانی نظری مربوط و از سوی دیگر توابع ضربه-پاسخ از توجیه نظری برخوردار باشند.

ه- قید تسویه بازارها

محدودیت تسویه بازارها در رابطه ۳۵ ارائه شده است:

$$Y_t + re_t . O_t = C_t + I_t + G_t \qquad (۳۵)$$

که در رابطه (۳۵)، مجموع تولید کالای نهایی غیرنفتی Y_t و درآمدهای نفتی $re_t . O_t$ به مصرف نهایی خانوارها C_t، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی I_t و مخارج دولتی G_t تخصیص می‌یابد. مطالعه حاضر، با احتساب شرایط مرتبه اول خانوارها، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه و نهایی، بخش خارجی، دولت و بانک مرکزی، کیفیت زیست‌محیطی، شرایط تسویه بازارها، شامل ۳۳ متغیر و ۳۳ معادله است[۱].

و - مقداردهی پارامترهای الگو

در این پژوهش، از روش مقداردهی[۲] جهت تحلیل الگو استفاده شده است. مقداردهی پارامترها به‌گونه‌ای انجام شده است که بیشترین نزدیکی میان داده‌های شبیه‌سازی شده توسط الگو و آمارهای دنیای واقعی در دوره ۱۳۸۳:۰۱ -۱۴۰۱:۰۲ حاصل گردد (جدول ۱). داده‌های پژوهش به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰، با استفاده از نرم‌افزار ایویوز[۳] و فیلتر هدریک - پرسکات[۴] (۶۷۷= λ) روندزدایی شده‌اند.

پس از مقداردهی پارامترها و اجرای الگوهای طراحی‌شده در برنامه داینار[۵]، بایستی خوبی برازش الگو ارزیابی گردد. به این منظور، در جدول ۲ گشتاورهای حاصل از الگو با گشتاورهای واقعی داده‌های فصلی متغیرهای اقتصاد ایران شامل تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری مقایسه شده است. نتایج مقایسه گشتاورهای حاصل از شبیه‌سازی الگوی کینزی جدید (NK)[۶] با گشتاورهای واقعی، حاکی از موفقیت الگو در شبیه‌سازی اطلاعات متغیرها در اقتصاد ایران است.

جدول ۲: گشتاورهای حاصل از شبیه‌سازی الگوی الگوی کینزی جدید (NK) با داده‌های واقعی

نام متغیر	انحراف معیار		نوسانات نسبی	
	الگو	داده‌های واقعی	الگو	داده‌های واقعی
تولید غیرنفتی	۰/۰۰۷۷	۰/۰۰۳۱	۱	۱
مصرف	۰/۰۱۵	۰/۰۱	۱/۹۴	۳/۲۲
تورم	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۳۳	۰/۴۶	۱/۰۶

منبع: یافته‌های پژوهش

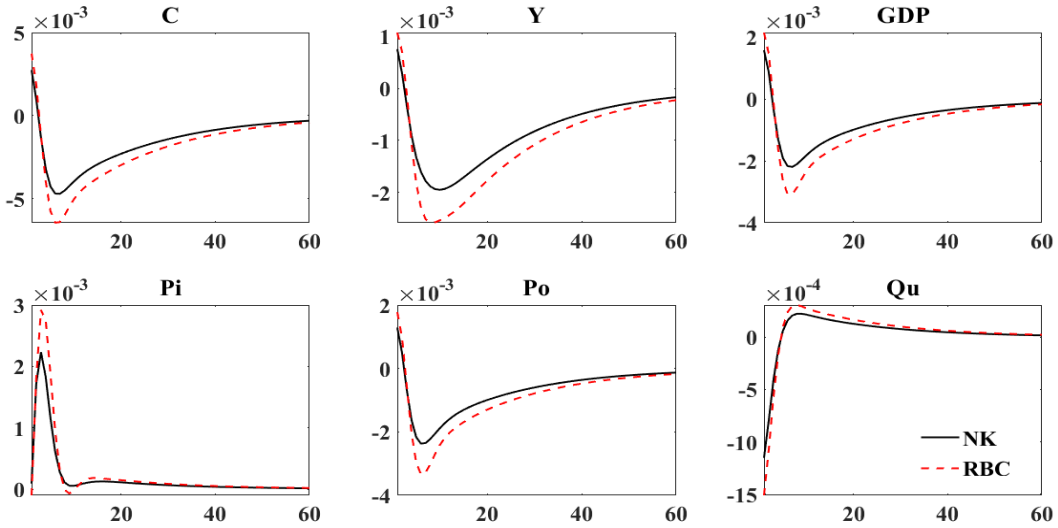
---

۱. فرم لگاریتم‌خطی معادلات الگو نزد نویسنده مسئول مقاله است و در صورت نیاز قابل ارائه می‌باشد.

2. Calibration
3. EViews
4. the Hedrick-Prescott filter
5. Dynare
6. New Keynesian (NK).

۴. یافته‌های پژوهش

شکل (۱) پاسخ متغیرهای منتخب الگو را نسبت به تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی در حالت وجود (NK) و عدم وجود چسبندگی قیمت (RBC)، نشان می‌دهد. در شکل (۱) چسبندگی قیمت (γ_p=۰/۵۱) با خطوط ممتد سیاه و عدم چسبندگی قیمت (γ_p=۱) با خط‌چین قرمز نشان‌داده‌شده است. به‌عبارت‌دیگر، شکل (۱) تاب‌آوری منتخبی از متغیرهای کلان اقتصادی را در مواجهه با تکانه سیاست پولی نامتعارف (انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی) و در دو شرایط کینزی جدید و کلاسیک جدید مقایسه کرده است.



شکل ۱. توابع ضربه – پاسخ به تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی در شرایط وجود و عدم وجود چسبندگی قیمت

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشخص است، مصرف، تولید غیرنفتی و تولید کل، در همان دوره وقوع تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی، با افزایش مواجه شده‌اند؛ اما تورم در دوره صفر واکنش بسیار کم‌تری از خود نشان داده است. نتایج این بخش از پژوهش با مطالعات سیاری‌فودین و بختیار (۲۰۲۲) و سکوتی و همکاران (۱۴۰۱) است.

در مورد متغیرهای زیست‌محیطی، آلودگی هوا که نتیجه برآیند متغیرهای تولید و ارز دیجیتال بانک مرکزی است (افزایش تولید و ارز دیجیتال بانک مرکزی به ترتیب منجر به افزایش و کاهش آلودگی هوا می‌شوند) افزایش‌یافته و متعاقب آن، کیفیت زیست‌محیطی با کاهش مواجه شده است.

به‌طورکلی، هنگامی‌که چسبندگی قیمت وجود دارد، واکنش تورم، تولید و مصرف در مواجهه با تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی، نسبت به شرایطی که چسبندگی قیمت وجود ندارد، کم‌تر است. به طور مشابه، متغیرهای آلودگی هوا و کیفیت زیست‌محیطی همین شرایط را نشان می‌دهند.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در عصر دیجیتال، رشد پرداخت‌های غیر نقد و افزایش ارزهای دیجیتال، نه‌تنها امتیازات پولی بانک‌های مرکزی را به چالش می‌کشد، بلکه تهدیدهای جدیدی را برای ثبات و یکپارچگی سیستم مالی ایجاد می‌کند. این تغییرات و چالش‌های مهم، بانک‌های مرکزی را به انتشار شکل جدیدی از پول (ارز دیجیتال بانک مرکزی) برانگیخت. پذیرش ارز دیجیتال بانک مرکزی مزایای متعددی برای اقتصاد و به‌ویژه تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصادی دارد: بهبود شمول مالی، حفظ کنترل بر سیاست‌های پولی و سیاست‌های کلان اقتصادی و کاهش استفاده از سایر ابزارهای پرداخت. بااین‌حال، انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی ممکن است تهدیدهای بالقوه‌ای برای بخش‌های مختلف اقتصاد و کیفیت زیست‌محیطی به همراه داشته باشد. در این راستا، طراحی و اجرای نادرست ارز دیجیتال بانک مرکزی می‌تواند ریسک‌های سیستماتیک را افزایش داده و از این مجرا، موجب کاهش تاب‌آوری گردد؛ بنابراین، طراحی و اجرای اصولی ارز دیجیتال بانک مرکزی برای کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد اهمیت دارد. نظر به اهمیت این موضوع، انگیزه اصلی این پژوهش، درک اثر تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر تاب‌آوری متغیرهای کلان اقتصادی و زیست‌محیطی با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی بود.

در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی شده، تابع مطلوبیت نسبت به مصرف افزایشی و نسبت به ساعات کار کاهشی است؛ بنابراین اثر تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی بر روی مصرف، تولید و تورم، تاب‌آوری اقتصاد را نشان می‌دهد. در این الگو، پاسخ متغیرهای مصرف، تولید و تورم به درجه چسبندگی‌های موجود در اقتصاد وابسته است. نتایج نشان داد که مصرف، تولید غیرنفتی و تولید کل در پاسخ به تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی افزایش می‌یابند؛ اما تورم با وقفه واکنش نشان می‌دهد. به دلیل افزایش تولید، کیفیت زیست‌محیطی کاهش می‌یابد. بنابراین، انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی موجب افزایش شفافیت در اقتصاد و کاهش هزینه مبادله می‌شود. این مسئله موجب افزایش مصرف و تولید برای دوره زمانی کوتاه‌مدتی می‌شود و بی‌درنگ شروع به کاهش می‌کنند. کاهش تولید منجر به افزایش تورم خواهد شد. آلودگی هوا از دو متغیر تولید (اثر منفی) و انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی (اثر مثبت) متأثر است. انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی به دلیل انجام تراکنش‌های کم‌تر و کاهش احتیاج به چاپ پول، آلودگی کم‌تری ایجاد کرده و به بهبود کیفیت زیست محیطی کمک می‌کند. نتایج در این الگو، کاهش کیفیت زیست‌محیطی به دلیل افزایش تولید را نشان می‌دهد.

مقایسه نتایج حاصل از تغییر در درجه چسبندگی اقتصاد (مقایسه الگوی کینزی جدید و الگوی ادوار تجاری حقیقی)، نشان می‌دهد که پویایی تمامی متغیرها در پاسخ به تکانه انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی تغییر نکرده است و فقط شدت آن در سناریو عدم وجود چسبندگی قیمت‌ها (الگوی ادوار تجاری حقیقی)، شدیدتر است؛ بنابراین، در یک اقتصاد باوجود چسبندگی قیمت‌ها (الگوی کینزی جدید)، تاب‌آوری متغیرهای تولید، تورم، مصرف و کیفیت زیست‌محیطی در برابر تکانه ارز دیجیتال بانک مرکزی بیشتر است. پس، توصیه می‌شود که بانک مرکزی با انتشار ارز دیجیتال بانک مرکزی ضمن تحریک سمت تقاضای اقتصاد (مصرف)، شرایط افزایش تولید را فراهم نماید.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از رساله دکتری، *مهدی سلطانی‌نژاد* در رشته علوم اقتصادی است که تحت راهنمایی دکتر **علی رئیس‌پور رجبعلی** و دکتر **محسن زاینده‌رودی** در گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان انجام شده است.

تضاد منافع

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

حامی مالی

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

سپاسگزاری (تقدیر و تشکر)

نویسندگان این مقاله بر خود لازم می‌دانند تا از حامیان مادی و معنوی پژوهش خود قدردانی کنند. بدین‌وسیله از دانشگاه آزاد اسلامی کرمان که با حمایت‌های معنوی خود، شرایط لازم برای انجام این تحقیق را فراهم کردند، صمیمانه سپاسگزاری می‌نمایند. همچنین، از تمامی افرادی که با نظرات سازنده و راهنمایی‌های خود در بهبود کیفیت این مقاله نقش داشته‌اند، تشکر می‌کنند. حمایت‌های ایشان نه‌تنها به غنای محتوای پژوهش کمک کرده؛ بلکه انگیزه‌ای مضاعف برای نویسندگان بوده است.

شناسه ارکید (ORCID)

مهدی سلطانی‌نژاد https://orcid.org/0009-0007-1129-586X

محسن زاینده‌رودی https://orcid.org/0000-0001-6380-0927

علی رئیس‌پور رجبعلی https://orcid.org/0000-0001-8109-0455

منابع و مأخذ

اسفندیار، حسین و محمدی، تیمور. (۱۴۰۲). ارزیابی اقتصادی انتشار رمز ریال با رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. انتشار آنلاین از تاریخ ۱۶ اسفند ۱۴۰۲. https://doi.org/10.22054/ijer.2024.74533.1198

بهرامی، جاوید و قریشی، نیره سادات. (۱۳۹۰). تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *نشریه مدل‌سازی اقتصادی*، ۵(۱۳)، ۱-۲۲. https://sanad.iau.ir/fa/Article/995398

پاشا زانوس، پگاه، بهرامی، جاوید، توکلیان، حسین و محمدی، تیمور. (۱۳۹۹). نقش ادغام مالی بین‌المللی بر نوسانات تولید و تورم در اقتصاد ایران: رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۱(۳۹)، ۴۴-۷. http://jemr.khu.ac.ir/article-1-1933-fa.html

حسینی، نیلوفر سادات و اصغرپور، حسین. (۱۴۰۰). درجه عبور نرخ ارز و آثار تکانه پولی در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱(۴۲)، ۱۳۱-۱۵۴. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.22285954.1400.11.42.3.6

رستم‌زاده، پرویز و شهره نصیرآبادی. (۱۳۹۶). نقش مالیات‌های مستقیم زیست‌محیطی بر روی کیفیت محیط‌زیست در مدل رشد درون‌زا در ایران. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۴(۳)، ۳۵-۵۸. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6743.html

سلطانی‌نژاد، محمود، رئیس‌پور رجبعلی، علی، زاینده‌رودی، محسن. (۱۴۰۳). تحلیل اثر گسترش ارز دیجیتال بانک مرکزی بر تاب‌آوری اقتصادی. *جستارهای اقتصادی با رویکرد اسلامی*، ۲۱(۴۲)، ۱-۱۹. https://doi.org/10.30471/iee.2024.10166.2414

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی تحت سلطهٔ مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۳(۸)، ۸۷-۱۱۷. http://jemr.khu.ac.ir/article-1-539-fa.html

گلدوست، محمد جلال، نجفی‌زاده، سید عباس، فخرحسینی، سید فخرالدین و سرلک، احمد. (۱۳۹۸). تاب‌آوری متغیرهای اقتصاد کلان ایران در برابر شوک سیاست پولی و ارزی در مدل DSGE. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۶(۲)، ۱-۲۸. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_9127.html

محمودی، شکوه، جلائی، سید عبدالمجید، صادقی، زین‌العابدین و شکیبایی، علیرضا. (۱۴۰۳). بررسی اثرات انتشار ارز دیجیتال ملی بر سیاست‌های پولی ایران با استفاده از روش پویایی سیستم. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۴(۱)، ۱۱۹-۱۳۴. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-65783-fa.html

هراتی، جواد، اسلاملوئیان، کریم، شرزه‌ای، غلامعلی و امینی، تکتم. (۱۳۹۳). بررسی ارتباط رشد – آلودگی در چارچوب یک الگوی رشد درون‌زای تعمیم‌یافته: یک الگوی کالیبره شده برای اقتصاد ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۳(۱۰)، ۳۳-۵۸. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.23222530.1393.3.10.3.7

References

Abad, J., Nuño Barrau, G., & Thomas, C. (2024). *CBDC and the operational framework of monetary policy*. BIS Working Papers. no 1126. https://www.bis.org/publ/work1126.htm

Adrian, T., & Mancini-Griffoli, T. (2021). *Digital forms of money could be a boon for emerging market and lower-income economies if the transition is well managed and regulated*. International Monetary Fund. https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2021/06/online/digital-money-new-era-adrian-mancini-griffoli.htm

Agur, I., Ari, A., & Dell'Ariccia, G. (2022). Designing central bank digital currencies. *Journal of Monetary Economics*, 125, 62-79. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2021.05.002

Ahiabenu, K. (2022). A Comparative Study of the Design Frameworks of the Ghanaian and Nigerian Central Banks' Digital Currencies (CBDC). *FinTech*, 1(3), 235-249. https://www.mdpi.com/2674-1032/1/3/19

Alfar, A. J. K., Kumpamool, C., Nguyen, D. T. K., & Ahmed, R. (2023). The determinants of issuing central bank digital currencies. *Research in International Business and Finance*, 64, 101884. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2023.101884

Allen, F., Gu, X., & Jagtiani, J. (2022). Fintech, Cryptocurrencies, and CBDC: Financial Structural Transformation in China. *Journal of International Money and Finance*, 124, 102625. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102625

Angelopoulos, K., Economides, G., & Philippopoulos, A. (2013). First-and second-best allocations under economic and environmental uncertainty. *International Tax and Public Finance*, 20(3), 360-380. https://doi.org/10.1007/s10797-012-9234-z

Arvidsson, N., Harahap, F., Urban, F., & Nurdiawati, A. (2024). *Potential Climate Impact of Retail CBDC Models*. Sveriges Riksbank Working Paper Series, 437. https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/working-papers/2024/no.-437-potential-climate-impact-of-retail-cbdc-models.pdf

Ashworth, A., & Goodhart, C. A. E. (2020). The surprising recovery of currency usage. *International Journal of Central Banking*, 16(3), 239-277. http://eprints.lse.ac.uk/id/eprint/105303

Bahrami, J., & ghoreyshi, S. (2011). Analyzing the Monetary Policy in Iran Economy by Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Economic Modeling*, 13(5), 1-22. [In persian] http://sanad.iau.ir/fa/Article/995398

Bank for International Settlements (BIS). (2020). *Central Bank Digital Currencies: foundational principles and core features*. https://www.bis.org/publ/othp33.htm

Barontini, C., & Holden, H. (2019). *Proceeding with Caution - A Survey on Central Bank Digital Currency*. BIS Paper, 101. https://ssrn.com/abstract=3331590

Barrdear, J., & Kumhof, M. (2022). The macroeconomics of central bank digital currencies. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 142, 104148. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104148

Briguglio, L., & Galea, W. (2003). *Updating the economic vulnerability index*. https://www.researchgate.net/publication/239532719_Updating_the_economic_vulnerability_index

Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N., & Vella, S. (2008). *Economic vulnerability and resilience*. United Nations research paper 55. https://www.econstor.eu/bitstream/10419/45146/1/571437761.pdf

Bruneau, M., Chang, S. E., Eguchi, R. T., Lee, G. C., O'Rourke, T. D., Reinhorn, A. M., Shinozuka, M., Tierney, K., Wallace, W. A., & von Winterfeldt, D. (2003). A Framework to Quantitatively Assess and Enhance the Seismic Resilience of Communities. *Earthquake Spectra*, 19(4), 733-752. https://doi.org/10.1193/1.1623497

Brunnermeier, M. K., James, H., & Landau, J.-P. (2021). *The digitalization of money Bank for International Settlements*, Working Papers No 941. https://www.bis.org/publ/work941.pdf

Central Bank of Iran. (2022). Draft Digital Rial Document. https://cbi.ir/page/24583.aspx

Chen, H., & Siklos, P. L. (2022). Central bank digital currency: A review and some macro-financial implications. *Journal of Financial Stability*, 60, 100985. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2022.100985

Chorzempa, M. (2021). China, the United States, and central bank digital currencies: how important is it to be first?. *China Economic Journal*, 14(1), 102-115. https://doi.org/10.1080/17538963.2020.1870278

Chuen, D. L. K., & Teo, E. (2021). *The New Money: The Utility of Cryptocurrencies and the Need for a New Monetary Policy*. In E. Kaili & D. Psarrakis (Eds.), Disintermediation Economics: The Impact of Blockchain on Markets and Policies (pp. 111-172). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-030-65781-9_7

Davoodalhosseini, S. M. (2022). Central bank digital currency and monetary policy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 142, 104150. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104150

Ding, X., Gao, L., Wang, G., & Nie, Y. (2022). Can the development of digital financial inclusion curb carbon emissions? Empirical test from spatial perspective. *Frontiers in Environmental Science*, 10. https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.1045878

Dovers, S. R., & Handmer, J. W. (1992). Uncertainty, sustainability and change. *Global Environmental Change*, 2(4), 262-276. https://doi.org/10.1016/0959-3780(92)90044-8

Esfandiar, H., & mohammadi, t. (2024). Macroeconomic Analysis of RamzRial: A DSGE Approach. *Iranian Journal of Economic Research*. Available Online from 06 March 2024 https://doi.org/10.22054/ijer.2024.74533.1198 [In persian]

Farrugia, N. (2007). Conceptual issues in constructing composite indices. *Occasional Papers on Islands and Small States*, 2, 1-41. https://www.um.edu.mt/library/oar//handle/123456789/40235

Goldoust, M., Najafizadeh, S. A., Fakhre Hosaini, S. F., & Sarlak, A. (2019). Resilience of Macroeconomic Variables of the Iranian Economy against Monetary Policy Shock Based On the DSGE Model. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 6(2), 1-28. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_9127_141e25ae4201d7966e2acbd5c476237e.pdf [In persian]

Harati, j., Eslamloeeian, k., Sharzaee, g. a., & Amini, t. (2014). An Investigation of the Relationship between Growth and Pollution in the Framework of a Generalized Endogenous Growth Model: A Calibrated Model for Iranian Economy. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 3(10), 33-58. https://aes.basu.ac.ir/article_820_94c9133c6bed53e399300ef08be2f588.pdf [In persian]

Holling, C. S. (1973). Resilience and Stability of Ecological Systems. *Annual Review of Ecology and Systematics*, 4, 1-23. http://www.jstor.org/stable/2096802

Hosseini, N. S., & Asgharpur, H. (2021). Exchange Rate Pass-Through and the Effects of Monetary Shock in a DSGE Model. *Economic Growth and Development Research*, 11(42), 154-131.[In persian] https://doi.org/10.30473/egdr.2019.48777.5416

Kiff, J., Alwazir, J., Davidovic, S., Farias, A., Khan, A., Khiaonarong, T., Malaika, M., K Monroe, H., Sugimoto, N., Tourpe, H., & Zhou, P. (2020). *A Survey of Research on Retail Central Bank Digital Currency*. IMF Working Paper, 2020/104. https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2020/06/26/A-Survey-of-Research-on-Retail-Central-Bank-Digital-Currency-49517

Komijani, A., & Tavakolian, H. (2012). Monetary Policy under Fiscal Dominance and Implicit Inflation Target in Iran: A DSGE Approach [Applicable]. *Journal of Economic Modeling Research*, 3(8), 87-117.[In persian] http://jemr.khu.ac.ir/article-1-539-fa.html

Kumhof, M., & Noone, C. (2021). Central bank digital currencies — Design principles for financial stability. *Economic Analysis and Policy*, 71, 553-572. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.06.012

Kwon, O., Lee, S., & Park, J. (2022). Central bank digital currency, tax evasion, and inflation tax. *Economic Inquiry*, 60(4), 1497-1519. https://doi.org/10.1111/ecin.13091

Lee, D. K. C., Yan, L., & Wang, Y. (2021). A global perspective on central bank digital currency. *China Economic Journal*, 14(1), 52-66. https://doi.org/10.1080/17538963.2020.1870279

LEE, S., & PARK, J. (2022). environmental implications of a central bank digital currency. https://documents1.worldbank.org/curated/en/099143507042228192/pdf/IDU0110707310d28b041b70bb560cc1f4b1f41d4.pdf

Mahmoodi, s., Jalaee, S. A., Sadeghi, Z., & Shakibai, A. (2024). Investigating the effects of issuing national digital currency on Iran's monetary policies using the system dynamics method. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 24(1), 119-134. https://doi.org/10.22034/24.1.119 [In persian]

Náñez Alonso, S. L. (2023). Can Central Bank Digital Currencies be green and sustainable?. *Green Finance*, 5(4), 603-623. https://doi.org/10.3934/GF.2022017

Náñez Alonso, S. L., Jorge-Vazquez, J., & Reier Forradellas, R. F. (2020). Detection of Financial Inclusion Vulnerable Rural Areas through an Access to Cash Index: Solutions Based on the Pharmacy Network and a CBDC. Evidence Based on Ávila (Spain). *Sustainability*, 12(18), 7480. https://www.mdpi.com/2071-1050/12/18/7480

Ozili, P. K. (2022). Central Bank Digital Currency in Nigeria: Opportunities and Risks. In S. Grima, E. Özen, & H. Boz (Eds.), The New Digital Era: Digitalisation, Emerging Risks and Opportunities (Vol. 109A, pp. 125-133). Emerald Publishing Limited. https://doi.org/10.1108/S1569-37592022000109A008

Ozili, P. K. (2022). Circular Economy and Central Bank Digital Currency. *Circ Econ Sustain*, 2(4), 1501-1516. https://doi.org/10.1007/s43615-022-00170-0

Pasha Wanous, P., Vahrami, J., Tavakkolian, H., & Mohammadi, T. (2020). The Role of International Financial Integration in Production and Inflation Fluctuations in Iran: Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model [Applicable]. *Journal of Economic Modeling Research*, 11(39), 7-44. https://doi.org/10.29252/jemr.10.39.7 [In persian]

Perret, V. (2019). Cash for the digital age: opportunities, risks and impacts of Central Bank Digital Currencies, Observatoire de la Finance. https://www.obsfin.ch/wp-content/uploads/Document/2019-Report_CBDC_INT_English.pdf

Rivera Moreno, P. N., & Triana Montaño, K. L. (2022). Central Bank Digital Currency in a Developing Economy: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Analysis. https://EconPapers.repec.org/RePEc:cpm:dynare:074

Rose, A. (2004). Defining and measuring economic resilience to disasters. *Disaster Prevention and Management: An International Journal*, 13(4), 307-314. https://doi.org/10.1108/09653560410556528

Rose, A. (2007). Economic resilience to natural and man-made disasters: Multidisciplinary origins and contextual dimensions. *Environmental Hazards*, 7(4), 383-398. https://doi.org/10.1016/j.envhaz.2007.10.001

Rostamzadeh, P., & Nasirabadi, S. (2017). The Role of Indirect Environmental Taxation in Endogenous Growth Model on Environmental Quality in Iran. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 4(3), 35-58. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_6743_ef8dfc280fbbda858498d68942dab660.pdf[In persian]

Soltani Nejad, M., Raeispour Rajab Ali, A., & Zayandehroodi, M. (2024). The Investigation of the Effect of the Central Bank's Digital Currency Expansion on Economic Resilience. *Journal of Economic Essays; an Islamic Approach*, 21(42), 1-19. https://doi.org/10.30471/iee.2024.10166.2414 [In persian]

Syarifuddin, F., & Bakhtiar, T. (2022). The Macroeconomic Effects of an Interest-Bearing CBDC: A DSGE Model. *Mathematics*, 10(10), 1671. https://www.mdpi.com/2227-7390/10/10/1671

Timmerman, P. (1981). Vulnerability, Resilience and the Collapse of Society: A Review of Models and Possible Climatic Applications. Institute for Environmental Studies, University of Toronto. https://books.google.com/books?id=XOAJAQAAMAAJ

Williamson, S. D. (2022). Central bank digital currency and flight to safety. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 142, 104146. https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104146

Yanagawa, N., & Yamaoka, H. (2019). Digital Innovation, Data Revolution and Central Bank Digital Currency. Bank of Japan Working Paper Series, No. 19-E-2.

Yang, Q., Zheng, M., & Wang, Y. (2023). The Role of CBDC in Green Finance and Sustainable Development. *Emerging Markets Finance and Trade*, 59(15), 4158-4173. https://doi.org/10.1080/1540496X.2023.2185096

Ye, W., Wong, W.-K., Arnone, G., Nassani, A. A., Haffar, M., & Faiz, M. F. (2023). Crypto currency and green investment impact on global environment: A time series analysis. *International Review of Economics & Finance*, 86, 155-169. https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.01.030

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

ECONOMIC
POLICIES AND RESEARCH
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Scientific Advisers

Ezatollah Abbasian	Department of Financial Engineering, University of Tehran, Tehran, Iran.
Samaneh Abedi	Department of Energy, Agriculture and Environment Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.
Salah Ebrahimi	Ph.D. in Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, 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, Lorenstan University, Khorramabad, Iran.
Pouyan Kiani	Department of Energy and Electricity Economics, Niroo Research Institute, Tehran. Iran.
Salaheddin Manochehri	Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Ahmad Mohammadi	Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Zana Mozaffari	Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Vahid Nikpey Pesyan	Ph.D. in Economic Development, Urmia University, Urmia, Iran.
Masoud Soufimajidpour	Department of Economics, Firuzkuh Branch, Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran.
Shahryar Zaroki	Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Contents

Economic Uncertainty and Investment in Iran: Evidence of Asymmetric Effects

Mahdi Gholampour Fordoei; Esmaiel Abounoori; Teymour Mohammadi *1-40*

Tax avoidance and estimating the share of tax justice in the tax gap of Iranian Stock Market Company

Roya Rahimi; Ali Falahati; Azad Khanzadi; Mohammad Sharif Karimi *41-66*

Investigating The Impact of Globalization on Energy Consumption in Developed and Developing Countries

Shima Mansourabadi; Jalil Khodaparast Shirazi; Hashem Zare; Mehrzad Ebrahimi *67-96*

Analyzing the Asymmetric Effect of Economic Instability on Household Poverty and Income Inequality in Iran

Delshad Rahman Maraneh; Shahryar Zaroki; Ahmad Jafari Samimi; Mani Motameni *97-136*

Improving the Accuracy of Economic Growth Rate Forecasting Using a Combination of Wavelet Transform and Artificial Neural Network

Bahareh Karami; Saeed Kian Poor *137-165*

Gasoline Consumption, Economic growth, and Income Inequality in Iran

Fatemeh Zahiri; Shaghayegh Abasali; Salaheddin Manochehri *167-194*

Resilience of Macroeconomic Variables and Environmental Quality under the The Central Bank Digital Currencies (CBDC) Shock

Mehdi Soltaninejad; Ali Raeispour Rajabali; Mohsen Zayandehroodi *195-217*

17

ECONOMIC
POLICIES AND RESEARCH
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

Economic Policies and Research

Volume 5, Issue 1, Spring 2026, Page: 1-217

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**
Associate Editor: **Khaled Ahmadzadeh**
Expert: **Vahid Azizi**
English Editor: **Ramin Amani**
Technical Editor and Layout: **Vahid Azizi**

Editorial Board in Alphabetical Order

Seyed Aziz Arman	Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
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.

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.

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

Journal of

Economic Policies and Research

Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

17 | Volume 5, Number 1, Spring 2026 | Online ISSN: 2821-174X

- **Economic Uncertainty and Investment in Iran: Evidence of Asymmetric Effects**
  Mahdi Gholampour Fordoei; Esmaiel Abounoori; Teymour Mohammadi 1-40

- **Tax avoidance and estimating the share of tax justice in the tax gap of Iranian Stock Market Company**
  Roya Rahimi; Ali Falahati; Azad Khanzadi; Mohammad Sharif Karimi 41-66

- **Investigating The Impact of Globalization on Energy Consumption in Developed and Developing Countries**
  Shima Mansourabadi; Jalil Khodaparast Shirazi; Hashem Zare; Mehrzad Ebrahimi 67-96

- **Analyzing the Asymmetric Effect of Economic Instability on Household Poverty and Income Inequality in Iran**
  Delshad Rahman Maraneh; Shahryar Zaroki; Ahmad Jafari Samimi; Mani Motameni 97-136

- **Improving the Accuracy of Economic Growth Rate Forecasting Using a Combination of Wavelet Transform and Artificial Neural Network**
  Bahareh Karami; Saeed Kian Poor 137-165

- **Gasoline Consumption, Economic growth, and Income Inequality in Iran**
  Fatemeh Zahiri; Shaghayegh Abasali; Salaheddin Manochehri 167-194

- **Resilience of Macroeconomic Variables and Environmental Quality under the The Central Bank Digital Currencies (CBDC) Shock**
  Mehdi Soltaninejad; Ali Raeispour Rajabali; Mohsen Zayandehroodi 195-217